



TUGAS AKHIR - SS141501

**PERAMALAN HARGA SAHAM LQ45, NILAI
TUKAR RUPIAH, DAN HARGA EMAS
DENGAN PENDEKATAN UNIVARIAT DAN
MULTIVARIAT *TIME SERIES***

RIZKI HILDALIA PUTRI
NRP 1311 100 019

Dosen Pembimbing
Dra. Destri Susilaningrum, M.Si
Dr. Suhartono

PROGRAM STUDI SARJANA
JURUSAN STATISTIKA
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam



FINAL PROJECT - SS141051

**FORECASTING OF LQ45 STOCK PRICE,
EXCHANGE RATE, AND GOLD PRICE BY
USING UNIVARIATE AND MULTIVARIATE
TIME SERIES APPROACHES**

RIZKI HILDALIA PUTRI
NRP 1311 100 019

Supervisor
Dra. Destri Susilaningrum, M.Si
Dr. Suhartono

DEPARTMENT OF STATISTICS
Faculty of Mathematics and Natural Sciences
Sepuluh Nopember Institute of Technology
Surabaya 2015

LEMBAR PENGESAHAN

PERAMALAN HARGA SAHAM LQ45, NILAI TUKAR RUPIAH, DAN HARGA EMAS DENGAN PENDEKATAN UNIVARIAT DAN MULTIVARIAT *TIME SERIES*

TUGAS AKHIR

Diajukan Untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Sarjana Sains pada
Program Studi S-1 Jurusan Statistika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :

RIZKI HILDALIA PUTRI
NRP. 1311 100 019

Disetujui oleh Pembimbing Tugas Akhir :

Dra. Destri Susilaningrum, M.Si.
NIP. 19601213 198601 2 001

Dr. Suhartono, S.Si., M.Sc.
NIP. 19710929 199512 1001

Mengetahui,
Ketua Jurusan Statistika FMIPA-ITS

Dr. Muhammad Mashuri, M.T.
NIP. 19620408 198701 1 001

SURABAYA, JANUARI 2015

PERAMALAN HARGA SAHAM LQ45, NILAI TUKAR RUPIAH, DAN HARGA EMAS DENGAN PEDEKATAN UNIVARIAT DAN MULTIVARIAT *TIME SERIES*

Nama Mahasiswa : Rizki Hildalia Putri
NRP : 1311 100 019
Jurusan : Statistika FMIPA-ITS
Dosen Pembimbing : Dra. Destri S, M.Si
Co-Pembimbing : Dr. Suhartono

ABSTRAK

Investasi menjadi kegiatan ekonomi yang mulai digemari oleh masyarakat kelas menengah Indonesia. Salah satu instrumen investasi yang sering digunakan adalah saham. Di Indonesia, lembaga yang memantau pergerakan saham adalah Bursa Efek Indonesia (BEI). Saham BEI dipantau melalui sebuah indeks, salah satunya adalah LQ45. Indeks Saham LQ45 terdiri dari 45 perusahaan dengan likuiditas yang tinggi. Selain saham, instrumen investasi yang ditawarkan adalah nilai tukar rupiah terhadap Dollar Amerika dan emas. Dalam penelitian ini dilakukan pengelompokkan saham LQ45 dan pemodelan dengan pendekatan univariat dan multivariat untuk meramalkan harga saham, nilai tukar rupiah untuk Dollar AS dan harga emas. Berdasarkan pengamatan yang diperoleh dari analisis faktor, saham LQ45 yang terbagi menjadi 5 kelompok baru. Model ARIMA yang dihasilkan mengikuti *random walk*. Hasil model VAR adalah VARIMA(1,1,0). Dari model diketahui hubungan bahwa harga emas adalah random. Nilai tukar rupiah yang terbukti dalam model dipengaruhi oleh harga emas. Beberapa model menunjukkan bahwa harga saham mempengaruhi nilai tukar rupiah. Adapun harga saham perusahaan emas dipengaruhi oleh harga emas. Sementara untuk perbandingan akurasi peramalan berdasarkan RMSE dan MAPE menunjukkan bahwa metode multivariat memiliki keakuratan yang lebih tinggi dibandingkan dengan metode univariat.

Kata kunci : ARIMA, Emas, LQ45, Nilai Tukar Rupiah, VAR.

FORECASTING OF LQ45 STOCK PRICE, EXCHANGE RATE, AND GOLD PRICE BY USING UNIVARIATE AND MULTIVARIATE TIME SERIES APPROACHES

Name of Student : Rizki Hildalia Putri
NRP : 1311 100 019
Department : Statistics FMIPA-ITS
Supervisor : Dra. Destri S, M.Si
Co-Supervisor : Dr. Suhartono, S.Si, M.Sc

ABSTRACT

Investment is now being an economy activities which is preferred by Indonesian's middle class. One of the most preferred investment instrument is stock. In Indonesia, the agency that monitors the movement of stock is the Indonesia Stock Exchange (IDX). The stock exchange is monitored by an index, one of them is LQ45. LQ45 Stock Index consists of 45 companies with high liquidity. In addition to stocks, investment instruments which is offered for investors are rupiah exchange rate against US Dollar . In this research, we are doing a univariate and multivariate approach to forecast between stock, exchange rate of rupiah to us dollar and price of gold. Based on the observations obtained from factor analysis, the LQ45 stock is divided into 5 new group. Then, ARIMA models generated follow a random walk. The result of VAR model is VARIMA(1,1,0). From the model, its relationship is known that the price of gold is random. Rupiah exchange rate is influenced by the price of gold. Some models shown that stock prices influence rupiah exchange rate. Therefore, company's stock prices of gold is influenced by the price of gold. The results of forecasting accuracy based on RMSE and MAPE, multivariate methods have more higher accuracy compared than univariate methods.

Keywords: ARIMA, Gold, LQ45, Exchange Rate, VAR.

KATA PENGANTAR

Segala puji bagi ALLAH, Tuhan seluruh alam, pemilik hari pembalasan. Hanya kepada-Nya menyembah dan hanya kepada-Nya memohon pertolongan. Tiada sekutu bagi-Nya apa yang ada dilangit, dibumi dan diantara keduanya. Shalawat serta salam semoga tetap terlimpahkan kepada Rasulullah SAW beserta keluarga, sahabat, dan seluruh umatnya hingga akhir jaman.

Alhamdulillah, Tugas akhir berjudul **“PERAMALAN HARGA SAHAM LQ45, NILAI TUKAR RUPIAH, DAN HARGA EMAS DENGAN PENDEKATAN UNIVARIAT DAN MULTIVARIAT *TIME SERIES*”** dapat terselesaikan dengan baik. Terselesainya Tugas Akhir ini, tidak terlepas dari dukungan berbagai pihak yang telah memberikan bimbingan dan bantuan pada penulis. Untuk itu pada kesempatan ini penulis mengucapkan terima kasih sedalam dalamnya kepada :

1. Ibu Destri Susilaningrum, M.Si dan Bapak Dr. Suhartono, S.Si, M.Sc selaku dosen pembimbing yang telah memberikan ilmu, motivasi, wawasan, teladan, dan nasihat yang sangat luar biasa berharganya bagi penulis serta kesabaran dan sikapnya yang bijak dalam membimbing penulis menyelesaikan tugas akhir ini.
2. Pak Dr. Setiawan, Pak Dr. Agus Suharsono, dan Bu Santi Puteri, Ph.D selaku dosen penguji yang telah memberikan kesabaran dalam menguji penulis dalam menyelesaikan tugas akhir ini.
3. Bapak Dr. Muhammad Mashuri, M.T selaku Ketua Jurusan Statistika FMIPA ITS dan Bu Dra. Lucia Aridinanti, M.S selaku Koordinator Program Studi S1 Jurusan Statistika FMIPA ITS yang telah memfasilitasi untuk kelancaran penyelesaian Tugas Akhir ini.
4. Pak Dr. Bambang Widjanarko Otok, M.Si selaku dosen wali yang telah membimbing penulis sejak awal masuk kuliah hingga penulis telah menyelesaikan studinya di jenjang S1 ini.

5. Orang tua penulis, Bapak R. Wien Soenharaso, SH dan Ibu Ismiati, S.Sos serta anggota keluarga yang lain Erva Yuhana Risdianovi, SE dan Ramadhan Gilang Ikhsani atas segala doa, dukungan, dan motivasi yang sangat luar biasa besarnya sehingga penulis terus bersemangat hingga akhir penyelesaian tugas akhir ini.
6. Teman-teman lab ekonomi bisnis dan teman-teman statistika 2011 yang senantiasa berjuang bersama-sama.
7. Serta pihak-pihak lain yang sangat berjasa dalam kelancaran proses penyelesaian tugas akhir ini yang tidak dapat disebutkan satu persatu.

Penulis berharap Tugas Akhir ini dapat bermanfaat bagi pihak-pihak terkait dan para pembaca. Penulis menyadari bahwa Tugas Akhir ini masih jauh dari kesempurnaan. Oleh karena itu penulis sangat menerima apabila ada saran dan kritik yang sifatnya membangun guna perbaikan untuk penelitian-penelitian selanjutnya.

“Statistics is the art of never having to say you’re wrong.”
(C.J. Bradfield)

“Essentially, all models are wrong, but some are useful,”(George E. P. Box)

Dari Abu Muhammad, Al Hasan bin ‘Ali bin Abu Thalib, cucu Rasulullah Shallallahu ‘alaihi wa Sallam dan kesayangan beliau radhiallahu 'anhuma telah berkata : “Aku telah menghafal (sabda) dari Rasulullah Shallallahu ‘alaihi wa Sallam: “Tinggalkanlah apa-apa yang meragukan kamu, bergantilah kepada apa yang tidak meragukan kamu “. (HR. Tirmidzi)

Surabaya , Januari 2015

Penulis

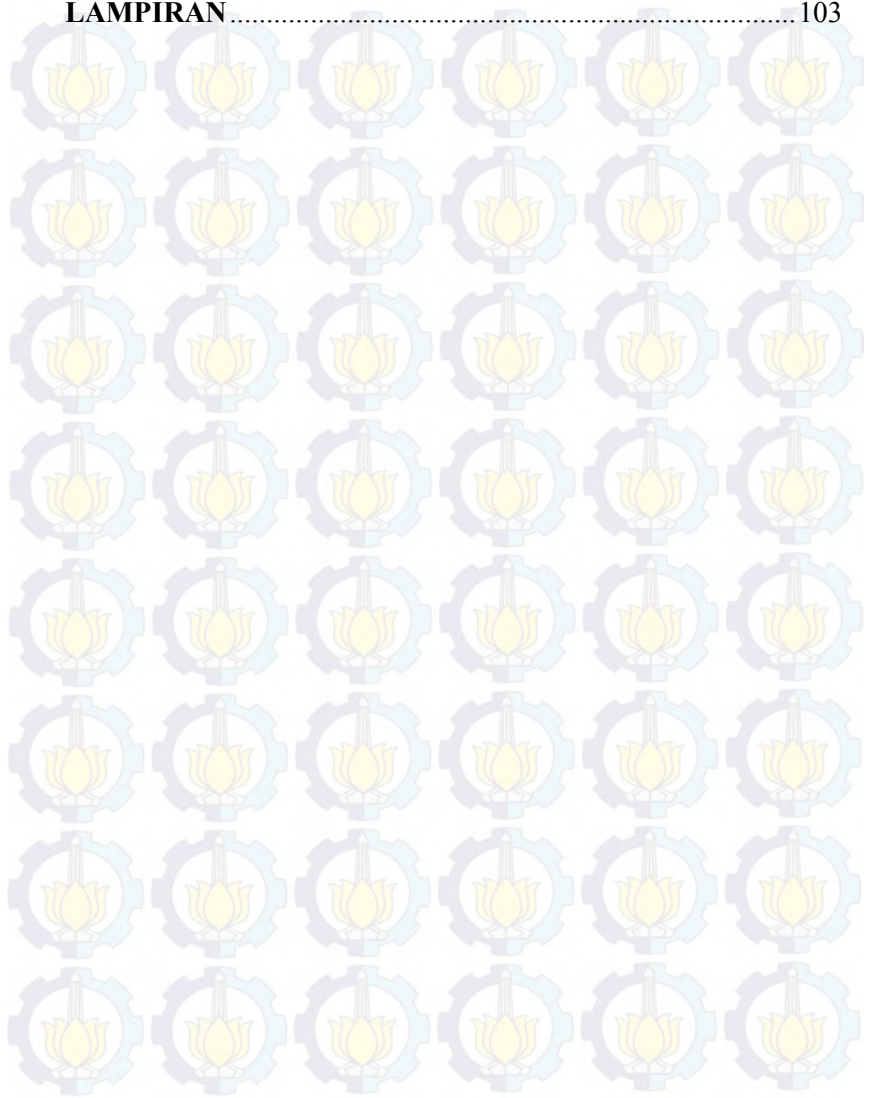
DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN	v
ABSTRAK	vii
ABSTRACT	ix
KATA PENGANTAR	xiii
DAFTAR ISI	xv
DAFTAR TABEL	xvii
DAFTAR GAMBAR	xix
DAFTAR LAMPIRAN	xxi
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah.....	5
1.3 Tujuan.....	5
1.4 Manfaat.....	6
1.5 Batasan Masalah.....	6
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	7
2.1 Indeks Saham LQ45.....	7
2.2 Nilai Tukar Rupiah.....	9
2.3 Emas.....	10
2.4 Analisis faktor.....	11
2.5 Analisis <i>Time Series</i>	16
2.6 Kestasioneran data.....	16
2.7 Model <i>Autoregressive Integrated Moving Average</i>	19
2.7.1 Identifikasi model ARIMA.....	19
2.7.2 Estimasi Parameter Model ARIMA.....	22
2.7.3 Pemeriksaan Diagnostik Model ARIMA.....	24
2.7.4 Deteksi <i>Outlier</i>	25

2.7.5 Pemilihan Model Terbaik	27
2.7.6 Peramalan Menggunakan Model ARIMA	27
2.8 Model <i>Vector Autoregressive</i> (VAR)	28
2.8.1 Identifikasi Vektor <i>Time series</i>	29
2.8.2 Estimasi Parameter Model VAR	30
2.8.3 Pemeriksaan Diagnostik Model VAR	33
2.8.4 Pemilihan model VAR(p)	34
2.8.5 Peramalan Menggunakan Model VAR	35
BAB III METODOLOGI PENELITIAN	37
3.1 Sumber Data	37
3.2 Variabel Penelitian	37
3.3 Langkah Analisis	37
BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN	41
4.1 Analisis Faktor	41
4.2 Karakteristik Saham Terpilih LQ45, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas	48
4.3 Memodelkan Saham Terpilih LQ45, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas dengan ARIMA	51
4.3.1 Identifikasi Model <i>Time Series</i>	51
4.3.2 Estimasi dan Pengujian Signifikansi Parameter	59
4.3.3 Pengujian Diagnostik	60
4.3.4 Peramalan Data <i>Out of Sample</i>	67
4.4 Pemodelan Saham Terpilih LQ45, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas dengan VAR	74
4.4.1 Identifikasi Model	74
4.4.2 Estimasi Parameter dan Uji Signifikansi	76
4.4.3 Pemeriksaan Diagnostik	77
4.4.4 Peramalan Data <i>Out of Sample</i>	86
4.5 Perbandingan Akurasi Peramalan Metode Univariat dan Multivariat	92
BAB V PENUTUP	
5.1 Kesimpulan	95
5.2 Saran	96

DAFTAR PUSTAKA.....97

LAMPIRAN.....103



DAFTAR TABEL

Tabel 2.1	Perusahaan Anggota LQ45	8
Tabel 2.2	Transformasi Box-Cox	17
Tabel 2.3	Bentuk ACF dan PACF untuk Model ARIMA	22
Tabel 3.1	Variabel Penelitian Nilai Tukar dan Emas	39
Tabel 3.2	Saham Perusahaan Anggota LQ45	40
Tabel 4.1	Nilai Eigen dan Variansi Setiap Komponen	41
Tabel 4.2	Nilai <i>Communality</i>	43
Tabel 4.3	Anggota Faktor Baru yang Terbentuk	44
Tabel 4.4	Hasil Faktor <i>Loading</i> dan Anggota Fakor	45
Tabel 4.5	Statistika Deskriptif Saham LQ45 Terpilih	48
Tabel 4.6	Statistika Deskriptif <i>Return</i> Saham Terpilih	50
Tabel 4.7	Hasil Pemeriksaan Stasioneritas dalam Varians	53
Tabel 4.8	Hasil Pengujian ADF tes	53
Tabel 4.9	Model ARIMA Saham Terpilih	59
Tabel 4.10	Estimasi dan Signifikasni Paramater ARIMA	59
Tabel 4.11	Pengujian Ljung-Box Residual <i>White Noise</i>	60
Tabel 4.12	Pengujian Normalitas Kolmogorov-Smirnov	61
Tabel 4.13	Estimasi Parameter dan Pengujian ARIMAX	62
Tabel 4.14	Pengujian Normalitas Residual Model ARIMAX	65
Tabel 4.15	Hasil Perhitungan RMSE	68
Tabel 4.16	Estimasi dan Pengujian Signifikansi Parameter	76
Tabel 4.17	Hasil Pengujian Portmanteau	78
Tabel 4.18	Pengujian Normalitas Shapiro Wilk	78
Tabel 4.19	Perhitungan RMSE Saham Terpilih dengan VAR	87
Tabel 4.20	RMSE Nilai Tukar Rupiah	87
Tabel 4.21	Nilai RMSE Harga Emas	88
Tabel 4.22	Perbandingan RMSE ARIMA dan RMSE VAR	93
Tabel 4.23	Perbandingan RMSE ARIMA dan RMSE VAR	93

DAFTAR GAMBAR

Gambar 4.1	<i>Scree Plot</i> Nilai Eigen.....	42
Gambar 4.2	Plot <i>Times Series</i> Faktor 1 (a) PTPP (b) TLKM (c) WIKA (d) BBKA.....	46
Gambar 4.3	Plot <i>Times Series</i> Faktor 2 (a) ASRI dan (b) INDF.....	47
Gambar 4.4	Plot <i>Times Series</i> Faktor 3 (a) ANTM dan (b) ITMG.....	47
Gambar 4.5	Plot <i>Times Series</i> Faktor 4 (a) ICBP dan (b) LISP.....	47
Gambar 4.6	Plot <i>Times Series</i> Faktor 4 (a) ICBP dan (b) LISP.....	47
Gambar 4.7	Plot <i>Times Series</i> (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP (e) BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah dan (g) Harga Emas	49
Gambar 4.8	Plot <i>Times Series</i> (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP	52
Gambar 4.9	Plot ACF (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP (e) BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah dan (g) Harga Emas.....	54
Gambar 4.10	Plot <i>Time Series Differencing</i> lag 1 (a) PTPP (b) ASRI.....	56
Gambar 4.11	Plot ACF (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP	57
Gambar 4.12	Plot PACF (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP	58
Gambar 4.13	RMSE (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP (e) BBTN (f) NTR (g) Harga Emas	69
Gambar 4.14	MAPE (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP (e) BBTN (f) NTR (g) Harga Emas	70
Gambar 4.15	Peramalan <i>1-step forecast</i> (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM.....	72

Gambar 4.16	Peramalan <i>10-step forecast</i> (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP (e) BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah (g) Harga Emas	73
Gambar 4.17	Plot MACF Saham Terpilih Dengan NTR dan Harga Emas (a) PTPP (b) ASRI (c) ATNM (d) ICBP (e) BBTN	75
Gambar 4.18	Hubungan Harga Saham PTPP, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas	80
Gambar 4.19	Hubungan Harga Saham ASRI, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas	81
Gambar 4.20	Hubungan Harga Saham ANTM, Nilai Tukar Rupiah,.....	82
Gambar 4.21	Hubungan Harga Saham ICBP, Nilai Tukar Rupiah,.....	83
Gambar 4.22	Hubungan Harga Saham BBTN, Nilai Tukar Rupiah,.....	84
Gambar 4. 23	Plot Perhitungan RMSE Kelima model VARIMA(1,1,0).....	88
Gambar 4.24	Hasil Peramalan <i>1-step forecast</i> Data Out Sampel dengan VAR (a) PTPP (b)ASRI (c)ANTM (d)ICBP (e)BBTN (f)NTR (g)Harga Emas	90
Gambar 4.25	Hasil Peramalan <i>10-step forecast</i> Data Out Sampel dengan VAR (a)PTPP (b)ASRI (c)ANTM (d)ICBP (e)BBTN (f)NTR (g)Harga Emas	91

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Perekonomian Indonesia saat ini berkembang sangat pesat, dibuktikan dengan peningkatan jumlah masyarakat kelas menengah dari 37 persen pada tahun 2004 menjadi 56,7 persen dari total penduduk di Indonesia pada tahun 2013 (Pribadi, 2014). Peningkatan ini menyebabkan kesadaran masyarakat dalam minat untuk menabung menjadi meningkat. Menabung adalah suatu kegiatan untuk mengantisipasi ketidakpastian di masa akan datang tanpa ada motif untuk mendapatkan keuntungan dengan resiko tetapi hanya rasa aman untuk berjaga-jaga. Berbeda dengan menabung, kegiatan yang saat ini juga banyak dilakukan sebagai langkah antisipasi ketidakpastian dimasa yang akan datang adalah investasi. Pelaku investasi atau investor dihadapkan pada dua hal yaitu tingkat pengembalian dan juga resiko yang mungkin timbul akibat adanya ketidakpastian (Septyarini & Dwinurti, 2009). Investasi adalah penanaman modal yang diharapkan dapat menghasilkan tambahan dana pada masa yang akan datang (Francis, 1991). Banyak instrumen investasi yang ditawarkan kepada masyarakat. Salah satu yang sering kali digunakan adalah saham.

Saham adalah surat berharga yang merupakan instrumen bukti penyertaan dalam sebuah perusahaan pemilik saham baik perusahaan pemerintah maupun swasta yang dikelola oleh pasar modal. Menurut Undang-undang Nomor 8 Tahun 1995 tentang Pasar Modal (UUPM) pasar modal adalah kegiatan yang bersangkutan dengan penawaran umum dan perdagangan efek, perusahaan publik yang berkaitan dengan efek yang diterbitkannya, serta lembaga dan profesi yang berkaitan dengan efek. Di Indonesia pasar modal dikelola oleh Bursa Efek Indonesia (BEI). Di BEI para emiten atau pihak yang membutuhkan dana dapat bertransaksi dengan para investor atau pihak yang memiliki kelebihan dana. Para emiten akan berusaha

membuat kinerja saham mereka baik agar menjadi pilihan para investor.

Kinerja saham yang baik dapat meminimalkan resiko yang akan diperoleh oleh investor. Apabila dibandingkan dengan investasi lainnya, investasi dalam saham memungkinkan investor untuk mendapatkan keuntungan yang besar namun dengan resiko yang tinggi (Marcellyna, 2011). BEI sebagai badan pengelola saham membuat beberapa indeks sebagai alat untuk memantau pergerakan saham dan memudahkan investor, salah satunya adalah LQ45.

Saham LQ45 terdiri dari 45 perusahaan yang telah terpilih dengan kriteria likuiditas saham yang tinggi, memimpin sektor industri, dividen yang selalu meningkat, serta saham yang paling aktif diperdagangkan. Anggota LQ45 adalah perusahaan besar yang terbagi dalam sembilan sektor utama yaitu pertanian, pertambangan, konstruksi, jasa, keuangan, utilitas dan transportasi, industri kimia dasar, industri barang konsumen, dan industri lain-lain. Dari setiap sektor tersebut saham satu dengan yang lain dimungkinkan memiliki kinerja saham yang saling berkaitan. Misalnya kinerja keuangan Indonesia akan mempengaruhi seluruh saham sektor keuangan (Sofwan, 2010). Penelitian tentang LQ45 yang dilakukan oleh Toly (2006) yaitu tentang faktor internal dari perusahaan dan faktor eksternal sebagai penentu harga saham perusahaan anggota LQ45 dengan model regresi panel dan penelitian di berbagai sektor saham dengan metode VAR, *asymmetric dynamic conditional correlation* (ADCC) *bivariate generalised autoregressive conditional heteroskedasticity* (BVGARCH) model pernah dilakukan oleh Kumar (2014), dan peramalan beberapa harga saham hubungan diantara variabel dengan VAR (Suharsono & Susilaningrum, 2014). Selain saham, ada beberapa instrumen investasi yang lain yang ditawarkan di masyarakat yaitu nilai tukar rupiah terhadap dollar dan emas. Dalam memilih instrumen investasi perlu dilakukan proses belajar untuk mengetahui posisi

serta hubungan dari ketiga instrumen investasi yaitu saham, nilai tukar rupiah terhadap dollar dan emas.

Pergerakan mata uang mempengaruhi kompetisi internasional dalam neraca perdagangan. Rupiah sebagai mata uang Indonesia dengan nilai tukarnya terhadap dollar Amerika menjadi penentu perekonomian Indonesia. Transaksi di BEI menggunakan mata uang rupiah. Penelitian tentang harga saham dan nilai tukar mata uang di Shanghai selama krisis dan setelah krisis pernah dilakukan oleh Liu dan Wan (2012) dengan metode kausalitas. Masih dengan kasus serupa Lian, Lin, dan Hsu (2013) meneliti tentang harga saham dan nilai tukar mata uang di ASEAN termasuk Indonesia dengan metode data panel. Sementara di Turki dengan metode VAR menunjukkan secara konsisten korelasi positif antara nilai tukar mata uang Turki dan harga saham (Sensoy & Sobaci, 2014). Penelitian lain di Brazil dan Argentina harga saham mempengaruhi nilai tukar mata uang kedua negara dengan metode VAR (Diamandis & Drakos, 2011).

Selain saham dan mata uang instrumen investasi yang lain adalah emas. Emas adalah instrumen investasi terbaik di bandingkan dengan saham dan obligasi (Putra & Heykal, 2012). Harga emas yang setiap hari mengalami fluktuasi sesuai dengan keadaan ekonomi dunia. Sebagai komoditi barang yang diperdagangkan memiliki karakteristik yang hampir sama, emas diperjual belikan antar negara, oleh sebab itu harga emas pun ditentukan oleh pasaran dunia. Banyak dari investor menempatkan emas dalam komposisi portfolionya sebagai sarana *hedging* atau pelindung nilai investasinya. Ketika harga emas naik, maka investor akan lebih sedikit berinvestasi pada instrumen lain seperti saham sehingga harga saham akan jatuh (Bhunia & Mukhuti, 2013). Penelitian oleh Kumar (2014) tentang hubungan harga emas dan harga saham dengan beberapa sektor saham dengan metode VAR *asymmetric dynamic conditional correlation* menunjukkan secara umum hubungan searah antara harga emas dan untuk sektor saham, dan tidak cukup bukti untuk menunjukkan bahwa harga emas mempengaruhi harga saham di

sektor industri . Masih dengan kasus serupa di India, penelitian oleh Ray (2013) menunjukkan bahwa pergerakan harga emas dan saham dalam arah yang sebaliknya, ketika harga saham turun, maka investor akan berinvestasi pada saham. Sedangkan di China terdapat korelasi dengan level yang relatif tinggi antara harga saham perusahaan emas dan harga emas dan keduanya memiliki fluktuasi tren yang sama dan secara kausalitas harga emas mempengaruhi harga saham namun harga saham tidak mempengaruhi harga emas (Wang, Kou, & Hou, 2010). Namun hasil yang berbeda ditunjukkan oleh penelitian Narang dan Singh (2009) di India, penelitian mereka menunjukkan bahwa harga indeks saham India tidak mempengaruhi harga emas, begitu pula sebaliknya. Hubungan antara harga saham, nilai tukar mata uang dan harga emas terdapat hubungan kointegrasi jangka panjang, namun yang memiliki hubungan kausalitas hanya nilai tukar mata uang yang mempengaruhi harga emas (Pakira & Bhunia, 2014).

Berdasarkan penjabaran di atas investor memerlukan alternatif pilihan dalam berinvestasi. Dalam penelitian ini akan menggunakan analisis faktor untuk mereduksi dimensi jumlah perusahaan anggota LQ45 dari sembilan sektor utama periode Agustus 2014 – Februari 2015 sehingga didapatkan faktor baru berdasarkan fluktuasi saham harian perusahaannya selama satu tahun 2013 –2014. Dari faktor baru tersebut akan dipilih satu saham yang paling mewakili faktor baru, yaitu yang memiliki *loading factor* paling tinggi. Selanjutnya dilakukan prediksi terhadap harga saham dari masing-masing perwakilan saham perusahaan dari faktor baru yang terpilih, nilai tukar mata uang, dan harga emas di masa yang akan datang. Masing masing akan dimodelkan peramalannya dengan pendekatan metode *univariate* ARIMA dan untuk mengetahui penjelasan hubungan dari ketiganya akan digunakan pendekatan metode *multivariate* yaitu VAR (*Vector Autoregressive*). ARIMA adalah salah satu analisis *time series* yang sering digunakan untuk melakukan pemodelan tanpa memperhatikan adanya pengaruh variabel lain (Wiradarma, 2012) sedangkan model VAR adalah salah satu model yang baik,

fleksibel, dan mudah digunakan dalam analisis *multivariate time series* jika dibandingkan dengan metode lain (Suhermi, 2014). Metode *time series* yang sulit dan rumit tidak selalu menyediakan prediksi ramalan yang lebih akurat daripada metode yang sederhana (Makridarkis & Hibon, 2000). Dalam penelitian ini juga akan dilihat akurasi hasil prediksi dari pendekatan metode univariat dan metode multivariat.

1.2 Rumusan Masalah

Dalam penelitian ini rumusan masalah yang akan digunakan antara lain sebagai berikut:

1. Bagaimana pengelompokkan faktor saham LQ45 berdasarkan fluktuasi saham harian?
2. Bagaimana model peramalan untuk prediksi saham LQ45, nilai tukar mata uang, dan harga emas dengan pendekatan metode univariat?
3. Bagaimana model peramalan untuk prediksi saham LQ45, nilai tukar mata uang, dan harga emas dengan pendekatan metode multivariat?
4. Bagaimana perbandingan hasil akurasi peramalan menggunakan pendekatan metode univariat dan pendekatan metode multivariat?

1.3 Tujuan

Dalam penelitian ini tujuan yang ingin dicapai antara lain sebagai berikut.

1. Mengidentifikasi pengelompokkan faktor saham LQ45 berdasarkan fluktuasi saham harian.
2. Mendapatkan model peramalan untuk prediksi saham LQ45, nilai tukar mata uang, dan harga emas dengan dengan pendekatan metode univariat.
3. Mendapatkan model peramalan untuk prediksi saham LQ45, nilai tukar mata uang, dan harga emas dengan dengan pendekatan metode multivariat.

4. Merbandingan akurasi hasil peramalan menggunakan pendekatan metode univariat dan pendekatan metode multivariat.

1.4 Manfaat

Manfaat yang ingin didapatkan adalah untuk menambah referensi pilihan saham untuk investor agar dapat memilih instrumen investasi sesuai dengan dana yang dimiliki, baik saham perusahaan anggota LQ45 berdasarkan faktor baru yang terbentuk, nilai tukar rupiah, dan emas. Sementara untuk emiten saham perusahaan anggota LQ45, menambah informasi terkait prediksi saham perusahaan mereka sehingga dapat melakukan langkah antisipasi terhadap isu dan peristiwa yang terjadi dalam memperbaiki kinerja perusahaan mereka dengan melihat instrumen investasi yang lain yaitu nilai tukar rupiah dan emas.

1.5 Batasan Masalah

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data harga saham harian, nilai tukar mata uang harian, dan harga emas harian. Hasil yang diperoleh dalam penelitian ini di dasarkan pada keadaan data selama periode penelitian ini yakni pada Oktober 2013 – Oktober 2014.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Indeks Saham LQ45

Seiring dengan meningkatnya aktivitas perdagangan saham, kebutuhan untuk memberikan informasi yang lebih lengkap kepada masyarakat. Di BEI saat ini ada 11 indeks, salah satunya adalah indeks dari saham LQ45. LQ45 diluncurkan pertama kali pada Februari 1997. Indeks dari saham LQ45 menggunakan 45 perusahaan yang dipilih berdasarkan pertimbangan likuiditas dan kapitalisasi pasar yang telah ditentukan. Kriteria pemilihan anggota saham LQ45 yang utama adalah likuiditas transaksi yaitu nilai transaksi di pasar reguler, selanjutnya adalah jumlah hari perdagangan dan frekuensi transaksi. Berikut adalah kriteria emiten masuk dalam anggota LQ45 (BEI, 2010)

1. Telah tercatat di BEI minimal 3 bulan
2. Aktivitas transaksi di pasar reguler yaitu nilai, volume, dan frekuensi transaksi
3. Jumlah hari perdagangan di pasar reguler
4. Kapitalisasi pasar pada periode waktu tertentu
5. Selain mempertimbangkan kriteria likuiditas dan kapitalisasi pasar tersebut di atas, akan dilihat juga keadaan keuangan dan prospek pertumbuhan perusahaan tersebut.

Evaluasi LQ45 dilakukan setiap 3 bulan atas pergerakan dan urutan saham-saham tersebut. Pergantian saham akan dilakukan setiap enam bulan sekali setiap bulan Februari dan Agustus. Perhitungan indeks menggunakan hari dasar, yaitu pada 13 Juli 1994 dengan nilai indeks 100. Berikut adalah anggota saham LQ45.

Tabel 2.1 Perusahaan Anggota LQ45

Sektor	Kode	Perusahaan	Status
Pertanian	AALI	Astra Agro Lestari Tbk	Tetap
	LSIP	London Sumatera Plantation Tbk	Tetap
	ADRO	Adaro Energy Tbk	Tetap
	ANTM	Aneka Tambang (Persero) Tbk	Tetap
Pertambangan	HRUM	Harum Energy Tbk	Tetap
	INCO	Vale Indonesia Tbk	Tetap
	ITMG	Indo Tambangraya Megah Tbk	Tetap
	PGAS	Perusahaan Gas Negara (Persero)Tbk	Tetap
	PTBA	Tambang Batubara Bukit Asam (Persero) Tbk	Tetap
Industri dan Kimia Dasar	CPIN	Charoen Pokphan Indonesia Tbk	Tetap
	INTP	Indocement Tungal Prakasa Tbk	Tetap
	SMGR	Semen Indonesia (Persero) Tbk	Tetap
Industri Lain-lain	ASII	Astra International Tbk	Tetap
Industri Barang Konsumen	GGRM	Gudang Garam Tbk	Tetap
	ICBP	Indofoof CBP Sukses Makmur Tbk	Tetap
	INDF	Indofoof Sukses Makmur Tbk	Tetap
	KLBF	Kalbe Farma Tbk	Tetap
Properti, real estate, dan bangunan industri	UNVR	Unilever Indonesia Tbk	Tetap
	ADHI	Adhi Karya (Persero) Tbk.	Tetap
	ASRI	Alam Sutera Realty Tbk	Tetap
	BSDE	Bumi Serpong Damai Tbk	Tetap
	CTRA	Ciputra Development Tbk	Tetap
	LPKR	Lippo Karawaci Tbk	Tetap
	PTPP	PP (Persero) Tbk.	Baru
	PWON	Pakuwon Jati Tbk	Tetap
	SMRA	Summarecon Agung Tbk.	Baru
	WIKA	Wijaya Karya (Persero) Tbk	Tetap
Infrastruktur,Utilitas, dan Transportasi	WKST	Waskita Karya (Persero) Tbk	Baru
	EXCL	XL Axiata Tbk	Tetap
	JSMR	Jasa Marga (Persero) Tbk	Tetap
	TAXI	Express Transindo Utama Tbk.	Tetap
	TBIG	Tower Bersama Infrastructure Tbk.	Tetap
Keuangan	TLKM	Telekomunikasi Indonesia (Persero) Tbk	Tetap
	BBCA	Bank Central Asia Tbk	Tetap
	BBNI	Bank Negara Indonesia (Persero) Tbk	Tetap
	BBRI	Bank Rakyat Indonesia (Persero) Tbk	Tetap
	BBTN	Bank Tabungan Negara (persero) Tbk	Tetap
	BDMN	Bank Danamon Tbk	Tetap
Perdagangan, Jasa, dan Investasi	BMRI	Bank Mandiri (Persero) Tbk	Tetap
	AKRA	AKR Corporindo Tbk	Tetap
	BMTR	Global Mediacom Tbk	Tetap
	LPPF	Matahari Department Store Tbk.	Tetap
	MNCN	Media Nusantara Citra Tbk	Tetap
	SCMA	Surya Citra Media Tbk.	Tetap
	UNTR	United Tractors Tbk	Tetap

Berdasarkan penjabaran diatas, diperoleh informasi bahwa saham perusahaan yang tergabung dalam LQ45 telah banyak dipilih oleh para investor dalam berinvestasi dengan saham. Penelitian tentang saham perusahaan LQ45 dapat membentuk potofolio optimal dengan model Indeks Tunggal (Lestari & Candraningrat, 2013). Dinamika jangka pendek dan jangka panjang antara harga saham dan nilai tukar mata uang dapat menimbulkan *shock impact* pada pasar modal (Phylaktis & Ravazzolo, 2005).

2.2 Nilai Tukar Rupiah

Nilai tukar adalah perjanjian pembayaran antara dua mata uang saat ini atau di masa yang akan datang. Nilai mata uang akan berubah sewaktu-waktu mengikuti keadaan pasar. Mata uang sebuah negara diolah oleh bank sentral. Mata uang akan cenderung lebih berharga apabila permintaan lebih besar dari pasokan yang tersedia. Permintaan terhadap mata uang yang paling tinggi adalah dollar Amerika. Amerika adalah negara adi kuasa dengan perekonomian yang kuat yang mata uang dollarnya digunakan sebagai satuan yang sering kali digunakan dalam instrumen investasi.

Nilai tukar rupiah terhadap dollar adalah perjanjian pembayaran antara rupiah dan dollar Amerika saat ini atau di masa yang akan datang. Rupiah artinya perak. Rupiah adalah mata uang resmi Indonesia yang dikelola oleh Bank Indonesia (Wikipedia, 2014). Rupiah adalah salah satu mata uang yang dianggap rendah di dunia (Pengetahuan, 2014). Nilai terendah nilai tukar rupiah terhadap dollar yang paling tinggi adalah pada tahun 2008 akibat krisis moneter yang mencapai angka kisaran 12.400 untuk satu dollar Amerika. Seluruh kebijakan moneter yang mempengaruhi fluktuasi nilai tukar rupiah khususnya terhadap dollar Amerika dilakukan oleh Bank Indonesia. Misalnya terkait inflasi dan suku bunga bank. Saat berinvestasi dalam mata uang kebijakan moneter oleh bank Indonesia perlu diperhatikan.

Investor asing akan membeli saham di Indonesia sehingga mata uang asing ditukarkan menjadi rupiah. Hukum permintaan dan penawaran terhadap uang pun berlaku. Permintaan rupiah sangat tinggi dibandingkan dengan penawaran dollar AS, akibatnya harga rupiah naik dan dollar AS melemah. Hal ini terjadi jika investor asing mulai melirik saham-saham Asia, termasuk Indonesia. Sebaliknya apabila investor asing keluar dari Indonesia, mereka akan mencabut investasinya. Misalnya saja akibat krisis moneter 1998, dollar AS terlalu mahal, menyebabkan perusahaan mulai gagal bayar. Perusahaan terancam bangkrut, sehingga menyebabkan harga saham ikut kolaps. Menguatnya nilai dollar AS, dibarengi melemahnya rupiah dan harga saham. Hal ini mengisyaratkan rupiah dan saham memiliki korelasi, yang artinya saat rupiah melemah terhadap dollar AS, harga saham juga ikut melemah (Oei, 2009).

2.3 Emas

Menurut penelitian emas merupakan instrumen investasi terbaik (Putra & Heykal, 2012). Investasi emas ada 3 jenis, yaitu investasi dalam bentuk perhiasan, fisik dan *trading*. Transaksi dalam investasi emas yang digunakan sebagai komoditas adalah *trading*. Mekanisme transaksinya adalah dengan satuan harga dalam dollar Amerika dan satuan bobot TO (*Tray Once*). Minimal transaksinya adalah 1 lot (100 TO) yang sama dengan 3,1 kg. Keuntungan dari investasi emas adalah modal yang digunakan relatif lebih kecil dan tingkat likuiditas tinggi.

Emas adalah komoditi yang diperdagangkan diseluruh dunia sehingga harga emas dunia mengikuti perkembangan perekonomian dunia, namun nilai dari investasi emas dianggap tahan terhadap inflasi. Harga emas cenderung stabil dan jarang mengalami penurunan. Dalam melakukan portofolio investasi, banyak investor yang meletakkan emas sebagai sarana pelindung untung investasi mereka. Secara umum, harga ini dipengaruhi oleh permintaan dan penawaran. Hukum *demand* berlaku disini. Semakin besar permintaan dibandingkan penawaran, semakin

tinggi harga. Demikian juga sebaliknya. Harga transaksi dunia menggunakan dollar AS. Harga emas menembus rekor baru pada 2006-2008 salah satunya penyebabnya adalah rontoknya harga-harga saham dunia (Oei, 2009). Sehingga terdapat korelasi yang negatif antara harga emas dan harga saham.

2.4 Analisis faktor

Analisis faktor adalah suatu analisis data untuk mengetahui faktor-faktor yang dominan dalam menjelaskan suatu masalah. Analisis faktor adalah pengembangan dari Analisis Komponen Utama yang lebih terperinci dan teliti yang dapat melihat konsistensi data terhadap struktur variabel. Analisis faktor digunakan untuk meneliti keterkaitan variabel dalam suatu set data sehingga dapat menyederhanakan deskripsi dari suatu set data yang memiliki banyak variabel dan saling berkorelasi menjadi set data lain yang ringkas dan tidak lagi saling berkorelasi (Johnson & Wichren, 2007).

Analisis Faktor pada dasarnya bertujuan untuk mendapatkan sejumlah kecil faktor-faktor yang memiliki sifat-sifat yang mampu menerangkan semaksimal mungkin keragaman data, saling bebas, mampu menjelaskan korelasi sekumpulan variabel sehingga mampu diinterpretasikan dengan jelas. Analisis faktor akan melihat hubungan independensi antar variabel, sehingga dihasilkan pengelompokkan dari banyak variabel menjadi variabel baru yang lebih mudah untuk dianalisis.

Observasi vektor random \mathbf{Y} , dengan p komponen memiliki mean μ dan kovarian matriks. Faktor model dari \mathbf{Y} adalah linier dependen dari beberapa random variabel yang teramati yaitu F_1, F_2, \dots, F_m yang dinamakan *common factors* dan p sumber tambahan variasi $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p$ disebut residual, model faktor analisisnya adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned}
Y_1 &= \ell_{11}F_1 + \ell_{12}F_2 + \ell_{13}F_3 + \dots + \ell_{1m}F_m + \varepsilon_1 \\
Y_2 &= \ell_{21}F_1 + \ell_{22}F_2 + \ell_{23}F_3 + \dots + \ell_{2m}F_m + \varepsilon_2 \\
Y_3 &= \ell_{31}F_1 + \ell_{32}F_2 + \ell_{33}F_3 + \dots + \ell_{3m}F_m + \varepsilon_3 \\
&\vdots \\
Y_p &= \ell_{p1}F_1 + \ell_{p2}F_2 + \ell_{p3}F_3 + \dots + \ell_{pm}F_m + \varepsilon_p,
\end{aligned} \tag{2.1}$$

atau dengan notasi matriks,

$$\underset{(p \times 1)}{\mathbf{Y}} - \underset{(p \times 1)}{\boldsymbol{\mu}} = \underset{(p \times m)}{\mathbf{L}} \underset{(m \times 1)}{\mathbf{F}} + \underset{(p \times 1)}{\boldsymbol{\varepsilon}} \tag{2.2}$$

koefisien ℓ_{ij} disebut *loading* dari variabel ke- i dan pada variabel ke- j , jadi matrik \mathbf{L} adalah matriks dari faktor *loading*. Perlu diperhatikan bahwa variabel ke- i faktor spesifik ε_i diasosiasikan hanya dengan respon ke- i . Untuk p deviasi $Y_1 - \mu_1, Y_2 - \mu_2, \dots, Y_p - \mu_p$ diekspresikan oleh $p + m$ variabel random $F_1, F_2, \dots, F_m, \varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p$ yang diamati.

Pembentukan model di atas dilakukan berdasarkan asumsi-asumsi dari vektor random \mathbf{F} dan $\boldsymbol{\varepsilon}$, model pada 2.1 memiliki implikasi hubungan kovarian yang tepat. Asumsi yang digunakan antara lain

$$E(\mathbf{F}) = \underset{(m \times 1)}{\mathbf{0}} \text{ dan } Cov(\mathbf{F}) = E(\mathbf{F}\mathbf{F}') = \underset{(m \times m)}{\mathbf{I}},$$

sementara

$$E(\boldsymbol{\varepsilon}) = \underset{(p \times 1)}{\mathbf{0}} \text{ dan } Cov(\boldsymbol{\varepsilon}) = E[\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}'] = \underset{(p \times p)}{\boldsymbol{\Psi}} = \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \psi_p \end{bmatrix} \tag{2.3}$$

sehingga \mathbf{F} dan $\boldsymbol{\varepsilon}$ independen, jadi

$$Cov(\boldsymbol{\varepsilon}, \mathbf{F}) = E(\boldsymbol{\varepsilon}\mathbf{F}') = \underset{(p \times m)}{\mathbf{0}}.$$

Model faktor ortogonal berimplikasi dengan struktur kovarian \mathbf{Y} dari model 2.2 adalah sebagai berikut,

$$\begin{aligned}
 (\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu})(\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu})' &= (\mathbf{LF} + \boldsymbol{\varepsilon})(\mathbf{LF} + \boldsymbol{\varepsilon})' \\
 &= (\mathbf{LF} + \boldsymbol{\varepsilon})(\mathbf{LF})' + \boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}' \\
 &= \mathbf{LF}(\mathbf{LF})' + \boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{LF})' + \mathbf{LF}\boldsymbol{\varepsilon}' + \boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}'
 \end{aligned}$$

sehingga,

$$\begin{aligned}
 \boldsymbol{\Sigma} &= \text{Cov}(\mathbf{Y}) = E(\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu})(\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu})' \\
 &= \mathbf{LE}(\mathbf{FF}')\mathbf{L}' + E(\boldsymbol{\varepsilon}\mathbf{F}')\mathbf{L}' + \mathbf{LE}(\mathbf{F}\boldsymbol{\varepsilon}') + E(\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}') \\
 &= \mathbf{LL}' + \boldsymbol{\Psi}.
 \end{aligned}$$

Berdasarkan persamaan 2.3 dan $\text{Cov}(\boldsymbol{\varepsilon}, \mathbf{F}) = E(\boldsymbol{\varepsilon}, \mathbf{F}') = \mathbf{0}$. Juga berdasarkan model 2.2,

$$(\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu})\mathbf{F}' = (\mathbf{LF} + \boldsymbol{\varepsilon})\mathbf{F}' = \mathbf{LFF}' + \boldsymbol{\varepsilon}\mathbf{F}'$$

dan

$$\text{Cov}(\mathbf{Y}, \mathbf{F}) = E(\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu})\mathbf{F}' = \mathbf{LE}(\mathbf{FF}') + E(\boldsymbol{\varepsilon}\mathbf{F}') = \mathbf{L}.$$

Struktur kovarian dari model faktor ortogonal adalah sebagai berikut,

$$\text{Cov}(\mathbf{Y}) = \mathbf{LL}' + \boldsymbol{\Psi}$$

atau

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(Y_i) &= \ell_{i1}^2 + \ell_{i2}^2 + \dots + \ell_{im}^2 + \psi_i \\
 \text{Cov}(Y_i, Y_k) &= \ell_{i1}\ell_{k1} + \ell_{i2}\ell_{k2} + \dots + \ell_{im}\ell_{km}
 \end{aligned} \tag{2.4}$$

sementara,

$$\text{Cov}(\mathbf{Y}, \mathbf{F}) = \mathbf{L}$$

atau

$$\text{Cov}(Y_i, F_j) = \ell_{ij}.$$

Model $\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu} = \mathbf{LF} + \boldsymbol{\varepsilon}$ adalah linier pada faktor *common*. Asumsi linieritas adalah asumsi yang tidak dapat dipisahkan dari formulasi tradisional model faktor.

Proporsi varians dari variabel ke-*i* yang dikontribusikan oleh *m* faktor *common* dinamakan *communality*. Proporsi dari $\text{Var}(Y_i) = \sigma_{ii}$ pada faktor spesifik biasanya disebut varians

spesifik. *Communality* ditunjukkan oleh h_i^2 , berdasarkan model 2.5 menunjukkan bahwa

$$\frac{\sigma_{ii}}{\text{var}(Y_i)} = (\underbrace{\ell_{i1}^2 + \ell_{i2}^2 + \ell_{i3}^2 + \dots + \ell_{im}^2}_{\text{communality}}) + \underbrace{\psi_i}_{\text{varians spesifik}}$$

atau

$$\sigma_{ii} = h_i^2 + \psi_i, \quad i = 1, 2, \dots, p$$

dengan

$$h_i^2 = (\ell_{i1}^2 + \ell_{i2}^2 + \ell_{i3}^2 + \dots + \ell_{im}^2). \quad (2.5)$$

Metode estimasi faktor *loading* ℓ_{ij} dan varians spesifik ψ_i bisa didapatkan menggunakan metode komponen utama dan metode *maximum likelihood*. Berikut adalah estimasi menggunakan metode komponen utama.

Pada dekomposisi spektral ditunjukkan Σ memiliki pasangan nilai eigen dan vektor eigen (λ_i, e_i) dengan $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$ maka

$$\Sigma = LL' + \psi$$

$$= \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1} e_1 & \sqrt{\lambda_2} e_2 & \dots & \sqrt{\lambda_p} e_p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1} e_1' \\ \sqrt{\lambda_2} e_2' \\ \vdots \\ \sqrt{\lambda_p} e_p' \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \psi_p \end{bmatrix} \quad (2.6)$$

dengan $\psi_i = \sigma_{ii} - \sum_{j=1}^m \ell_{ij}^2$ for $i = 1, 2, \dots, p$.

Komponen utama faktor analisis dari sampel kovarian matrik S secara spesifik pada pasangan nilai eigen dan vektor eigen $(\lambda_1, e_1), (\lambda_2, e_2), \dots, (\lambda_p, e_p)$ dengan $\hat{\lambda}_1 \geq \hat{\lambda}_2 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_p$. Misalkan $m < p$ adalah banyaknya faktor *common*. Kemudian faktor loading $\{\tilde{\ell}_{ij}\}$ diberikan sebagai berikut

$$\tilde{\mathbf{L}} = \begin{bmatrix} \sqrt{\hat{\lambda}_1} e_1 & \sqrt{\hat{\lambda}_2} e_2 & \cdots & \sqrt{\hat{\lambda}_m} e_m \end{bmatrix}. \quad (2.7)$$

Estimasi varians spesifik diberikan oleh elemen diagonal $\mathbf{S} - \tilde{\mathbf{L}}\tilde{\mathbf{L}}'$, jadi

$$\tilde{\Psi} = \begin{bmatrix} \tilde{\psi}_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \tilde{\psi}_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \tilde{\psi}_p \end{bmatrix} \text{ dengan } \tilde{\psi}_i = s_{ii} - \sum_{j=1}^m \tilde{\ell}_{ij}^2, \quad (2.8)$$

dan *communalit*y diestimasi sebagai berikut

$$\tilde{h}_i^2 = (\tilde{\ell}_{i1}^2 + \tilde{\ell}_{i2}^2 + \tilde{\ell}_{i3}^2 + \cdots + \tilde{\ell}_{im}^2). \quad (2.9)$$

Idealnya kontribusi dari beberapa faktor pertama dari varians sampel dari variabel seharusnya besar. Kontribusi dari varians sampel s_{ii} dari faktor *common* yang pertama adalah $\tilde{\ell}_{ij}^2$.

Kontribusi dari total sampel varians adalah $s_{11} + s_{22} + \cdots + s_{pp} = \text{tr}(\mathbf{S})$, dari faktor *common* yang pertama kemudian

$$\tilde{\ell}_{11}^2 + \tilde{\ell}_{21}^2 + \cdots + \tilde{\ell}_{p1}^2 = (\sqrt{\hat{\lambda}_1} \hat{e}_p)' (\sqrt{\hat{\lambda}_1} \hat{e}_p) = \hat{\lambda}_1,$$

karena eigen vektor \hat{e}_1 memiliki unit yang panjang. Secara umum proporsi dari total varians sampel untuk faktor ke- j sebagai berikut,

$$\begin{cases} \frac{\hat{\lambda}_j}{s_{11} + s_{22} + \cdots + s_{pp}} & \text{untuk faktor analisis dengan } \mathbf{S} \\ \frac{\hat{\lambda}_j}{p} & \text{untuk faktor analisis dengan } \mathbf{R} \end{cases} \quad (2.10)$$

Apabila sulit untuk mengintepretasikan pembagian dari faktor-faktor yang ada, maka dilakukan rotasi matrik loading \mathbf{L} dengan menggunakan metode rotasi tegak lurus varimax (*Varimax Orthogonal Rotation*), yang menghasilkan matrik loading baru \mathbf{L}^* :

$$\hat{\mathbf{L}}^* = \hat{\mathbf{L}} \mathbf{T} \quad (2.11)$$

dengan T adalah matrik transformasi yang dipilih, sehingga $T'T = TT' = I$ adalah matrik faktor penimbang yang telah dirotasikan. Meskipun telah mengalami rotasi, matrik kovarian (korelasi) tidak berubah karena

$$\hat{L}\hat{L}' + \hat{\psi} = \hat{L}TT'\hat{L} + \hat{\psi} = \hat{L}^*\hat{L}^{*'} + \hat{\psi} \quad (2.12)$$

sehingga varian spesifik $\hat{\psi}_i$, dan *communality* \hat{h}_i^2 juga tidak berubah. Rotasi varimax mendapatkan varians maksimum dari matrik faktor yang terbentuk sehingga setiap variabel asal hanya akan memiliki korelasi yang kuat dengan faktor tertentu saja.

2.5 Analisis *Time Series*

Analisis *time series* adalah salah satu metode statistika yang digunakan untuk meramalkan struktur probabilistik keadaan yang akan terjadi dimasa yang akan datang dalam rangka untuk mengambil suatu keputusan. *Time Series* adalah serangkaian pengamatan terhadap suatu variabel yang diambil dari waktu ke waktu dan dicatat secara berurutan menurut urutan waktu kejadiannya dengan interval waktu yang tetap, dengan setiap pengamatan sebagai variabel random Y_t yang didapatkan berdasarkan indeks waktu tertentu (n) sebagai urutan waktu pengamatan, sehingga penulisan data *time series* adalah $Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_n$ (Wei, 2006).

2.6 Kestasioneran data

Suatu data *time series* dikatakan stasioner apabila dalam suatu keadaan dengan data berfluktuatif di sekitar nilai rata-rata yang konstan, tidak tergantung waktu dan ragam dari fluktuasi tersebut (Wei, 2006). *Times series* yang stasioner ialah *time series* yang relatif tidak terjadi kenaikan maupun penurunan nilai secara tajam pada data atau fluktuatif data berada sekitar nilai mean yang konstan. Proses yang stasioner $E(Y_t) = E(Y_{t+k}) = \mu$ dan $\text{var}(Y_t) = \text{var}(Y_{t+k}) = \sigma^2$ untuk setiap nilai t dan k sedemikian sehingga fungsi mean dan fungsi varians adalah bersifat konstan

dan kovarians $\text{cov}(Y_t, Y_s)$ adalah fungsi hanya pada perbedaan waktu $|t-s|$.

Apabila belum stasioner dalam varians dilakukan transformasi dengan Box-Cox (Wei, 2006).

$$T(Y_t) = \frac{Y_t^{\lambda^*} - 1}{\lambda^*} \quad (2.13)$$

Tabel 2.2 Transformasi Box-Cox

Nilai Estimasi λ^*	Transformasi
-1,0	$1/Y_t$
-0,5	$1/\sqrt{Y_t}$
0,0	$\text{Ln} Y_t$
0,5	$\sqrt{Y_t}$
1,0	Y_t (tidak ada transformasi)

Untuk memeriksa kestasioneran dari rata-rata bisa menggunakan *time series plot* yaitu diagram pencar variabel Y_t dengan deret waktu ke- t . Apabila fluktuasi berada di sekitar garis yang sejajar dengan sumbu waktu (t) maka dapat dikatakan data sudah stasioner dalam mean. Dan apabila kondisi ini belum terpenuhi maka dilakukan *differencing* (Wei, 2006).

$$(1-B)^d Y_t = a_t \quad (2.14)$$

Sedangkan pengujian yang dapat digunakan dalam menentukan kestasioneran dalam *mean* salah satunya adalah uji *unit root* yang dirumuskan dalam persamaan berikut ini (Gujarati, 2004).

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + a_t, \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (2.15)$$

dengan a_t adalah residual yang bersifat *white noise*. Jika $\rho=1$, maka menunjukkan adanya *unit root*. Hal ini berarti *series* tidak stasioner dalam *mean*. Pada kedua sisi persamaan (2.15) diubah sebagai berikut

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + a_t \\ &= (\rho - 1) Y_{t-1} + a_t \end{aligned} \quad (2.16)$$

atau dapat ditulis sebagai

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + a_t \quad (2.17)$$

dengan $\delta = (\rho - 1)$ dan Δ merupakan operator *first-differencing*.

Pengujian yang dilakukan untuk mengetahui adanya suatu *unit root* adalah Dickey-Fuller dengan hipotesis sebagai berikut.

$H_0 : \delta = 0$ (tidak stasioner dalam *mean*)

$H_1 : \delta \neq 0$ (stasioner dalam *mean*)

statistik uji :

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{SE(\hat{\delta})} \quad (2.18)$$

daerah kritis atau penolakan H_0 jika $|\tau| > \tau_{(tabel)}$. Nilai dari $\tau_{(tabel)}$

Dickey-Fuller seperti dalam apendiks D tabel D.7 halaman 975 (Gujarati, 2004).

Terdapat tiga kemungkinan model dalam uji Dickey-Fuller ketika mendapatkan hasil tidak stasioner antara lain sebagai berikut.

Y_t merupakan *random walk*

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + a_t \quad (2.19)$$

Y_t merupakan *random walk* dengan *drift*

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + a_t \quad (2.20)$$

Y_t merupakan *random walk* dengan *drift* dan memiliki *trend*

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + a_t \quad (2.21)$$

Uji DF memiliki asumsi bahwa a_t tidak saling berkorelasi, dan apabila saling berkorelasi terdapat uji *Augmented* Dickey-Fuller (ADF) tes sebagai pengembangan uji DF. Model ADF adalah sebagai berikut,

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + a_t \quad (2.22)$$

dengan e_t merupakan residual yang bersifat *white noise* murni dan $\Delta Y_{t-i} = (Y_{t-i} - Y_{t-i-1})$. Pada uji ADF menguji hipotesis $\delta = 0$ sama dengan uji DF, sehingga dapat digunakan nilai kritis yang sama.

2.7 Model *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA)

ARIMA model banyak digunakan untuk mendeskripsikan *time series* yang stasioner. ARIMA terdiri dari *autoregressive* (AR), *moving average* (MA), atau gabungan dari keduanya. Berikut adalah persamaan ARIMA Box Jenkins (Wei, 2006):

$$\phi_p(B)(1-B)^d Y_t = \theta_q(B)a_t \quad (2.23)$$

Dengan operator AR $\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$, operator invertibel MA $\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$, orde differencing $d \geq 0$, B adalah operator *back shift*, dan a_t adalah residual yang *white noise* atau $\sim \text{IIDN}(0, \sigma^2)$

2.7.1 Identifikasi model ARIMA

Salah satu analisis *time series* yang sering digunakan untuk melakukan pemodelan tanpa memperhatikan adanya pengaruh variabel lain adalah model ARIMA (Wei, 2006). Secara umum model ARIMA memiliki tahapan-tahapan dalam proses pembentukan model, tahapannya yaitu tahap identifikasi, estimasi parameter, cek diagnosa dan peramalan (Box, Jenkins, & Reinsel, 1994).

Dalam tahap identifikasi pada model ARIMA bisa menggunakan plot ACF dan plot PACF. ACF dan PACF plot digunakan untuk menentukan orde p dan q pada model.

Autocorrelation Function atau ACF adalah suatu fungsi yang menunjukkan besarnya korelasi (hubungan linier) antara pengamatan pada waktu ke- t dengan pengamatan pada waktu waktu sebelumnya. Dengan nilai tersebut konstan dan $\text{cov}(Y_t, Y_k)$

disebut autokovarian pada lag ke- k . Berikut kovarian antara Y_t dan Y_{t+k}

$$\gamma_k = \text{cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu), \quad (2.24)$$

sedangkan korelasi antara Y_t dan Y_{t+k} adalah

$$\rho_k = \frac{\text{cov}(Y_t, Y_{t+k})}{\sqrt{\text{var}(Y_t)}\sqrt{\text{var}(Y_{t+k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}. \quad (2.25)$$

Perlu diperhatikan $\text{var}(Y_t) = \text{var}(Y_{t+k}) = \gamma_0$. Sebagai fungsi dari k , γ_k disebut fungsi autokovarian dan ρ_k disebut fungsi autokorelasi atau ACF. Sangat mudah melihat suatu proses dikatakan stasioner, yaitu apabila fungsi autokovarian γ_k dan fungsi autokorelasi ρ_k mengikuti aturan berikut,

1. $\gamma_0 = \text{var}(Y_t)$, $\rho_0 = 1$
2. $|\gamma_k| \leq \gamma_0$; $|\rho_k| \leq 1$
3. $\gamma_k = \gamma_{-k}$; $\rho_k = \rho_{-k}$ untuk semua k . γ_k dan ρ_k adalah fungsi genap dan simetris sampai lag $k = 0$. Aturan ini mengikuti perbedaan waktu antara Y_t dan Y_{t+1} dan Y_t dan Y_{t-1} .

Untuk observasi Y_1, Y_2, \dots, Y_t secara umum sampel autokorelasi ρ_k lag ke- k dari Y_t dirumuskan sebagai berikut

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2}, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (2.27)$$

misalkan \bar{Y} adalah *sampel mean* dengan $\bar{Y} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_t$, maka *sampel autocorrelation* lag-1 dari Y_t diberikan sebagai berikut.

$$\hat{\rho}_1 = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+1} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2} \quad (2.28)$$

Partial Autocorrelation Fuction berguna untuk mengukur tingkat keeratan hubungan antara pasangan data Y_t dan Y_{t+k} saat $Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_{t+k-1}$ dihilangkan. Kondisional korelasinya adalah sebagai berikut (Wei, 2006),

$$\text{corr}(Y_t, Y_{t+k} | Y_{t+1}, \dots, Y_{t+k-1}) \quad (2.29)$$

yang biasanya dirujuk sebagai parsial autokorelasi dalam analisis *time series*.

Perhitungan PACF sampel ke- k dimulai dari menghitung $\hat{\phi}_{11} = \hat{\rho}_1$ sampai dengan menghitung $\hat{\phi}_{kk}$ dengan menggunakan rumus sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\hat{\phi}_{k+1, k+1} = \frac{\hat{\rho}_{k+1} - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} \hat{\rho}_{k+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} \hat{\rho}_j} \quad (2.30)$$

dan

$$\hat{\phi}_{k+1, j} = \hat{\phi}_{kj} - \hat{\phi}_{k+1, k+1} \hat{\phi}_{k, k+1-j}, \quad j = 1, 2, 3, \dots, k \quad (2.31)$$

Identifikasi lag p dan q pada model ARIMA bisa dilihat melalui plot ACF dan PACF. Bentuk-bentuk plot ACF dan PACF adalah sebagai berikut (Bowerman & O'Connell, 1993):

Tabel 2.3 Bentuk ACF dan PACF untuk Model ARIMA

MODEL	ACF	PACF
AR (p)	Turun cepat secara eksponensial atau gelombang sinus teredam (<i>dies down</i>)	Terputus setelah lag p (<i>cut of after lag p</i>)
MA(q)	Terputus setelah lag q (<i>cut of after lag q</i>)	Turun cepat secara eksponensial atau gelombang sinus teredam (<i>dies down</i>)
ARMA (p,q)	<i>dies down</i>	<i>dies down</i>

2.7.2 Estimasi Parameter Model ARIMA

Setelah model ARIMA dapat diidentifikasi nilai p, d , dan q selanjutnya adalah tentang mengestimasi parameter pada model yang telah stasioner. Dalam menaksir parameter model ARIMA, ada beberapa metode yang digunakan, salah satu metode yang sering kali digunakan adalah metode *conditional least square* (Cryer & Chan, 2008). Misalkan ada model AR (1) dengan,

$$Y_t - \mu = \phi(Y_{t-1} - \mu) + a_t \quad (2.32)$$

Estimasi *least square* untuk meminimumkan jumlahan kuadrat dari selisih

$$(Y_t - \mu) - \phi(Y_{t-1} - \mu), \quad (2.33)$$

karena hanya Y_1, Y_2, \dots, Y_n yang diobservasi, maka hanya dapat dijumlahkan dari $t=2$ sampai $t=n$. Diberikan suatu fungsi *conditional sum-of-squares* sebagai berikut,

$$S_c(\phi, \mu) = \sum_{t=2}^n [(Y_t - \mu) - \phi(Y_{t-1} - \mu)]^2 \quad (2.34)$$

Berdasarkan prinsip dari *least square*, parameter ϕ dan μ diestimasi dengan cara meminimumkan nilai dari $S_c(\phi, \mu)$ dari

nilai observasi Y_1, Y_2, \dots, Y_n yang telah diberikan. Sehingga didapatkan persamaan:

$$\frac{\partial S_c}{\partial \mu} = \sum_{t=2}^n 2[(Y_t - \mu) - \phi(Y_{t-1} - \mu)](-1 + \phi) = 0 \quad (2.35)$$

$$\frac{\partial S_c}{\partial \phi} = \sum_{t=2}^n 2[(Y_t - \mu) - \phi(Y_{t-1} - \mu)](Y_{t-1} - \mu) = 0 \quad (2.36)$$

Dengan menyelesaikan persamaan (2.35) dan (2.36) maka didapatkan estimator untuk ϕ dan μ sebagai berikut:

$$\hat{\mu} = \bar{Y} \quad (2.37)$$

$$\hat{\phi} = \frac{\sum_{t=2}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-1} - \bar{Y})}{\sum_{t=2}^n (Y_{t-1} - \bar{Y})^2} \quad (2.38)$$

Selanjutnya jika diberikan model MA(1) sebagai berikut:

$$Y_t = a_t - \theta a_{t-1} \quad (2.39)$$

Metode *least square* cukup sulit diterapkan untuk mendapatkan estimator dari θ . Maka model MA(1) bisa ditulis dengan model AR orde tak hingga.

$$Y_t = -\theta Y_{t-1} - \theta^2 Y_{t-2} - \dots + a_t \quad (2.40)$$

maka, metode *least square* dapat digunakan untuk mengestimasi θ dengan meminimumkan persamaan berikut.

$$S_c(\theta) = \sum (a_t)^2 = \sum (Y_t + \theta Y_{t-1} + \theta^2 Y_{t-2} - \dots)^2 \quad (2.41)$$

Selanjutnya apabila diberikan model ARMA(1,1) sebagai berikut,

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + a_t - \theta a_{t-1} \quad (2.42)$$

Persamaan diatas dapat di modifikasi menjadi sebagai berikut

$$a_t = Y_t - \phi Y_{t-1} + \theta a_{t-1} \quad (2.43)$$

Maka metode *least square* digunakan untuk meminimumkan persamaan berikut

$$S_c(\phi, \theta) = \sum_{t=2}^n a_t^2. \quad (2.44)$$

Selanjutnya untuk model umum ARMA (p, q) maka langkah awal estimasi adalah dengan menghitung nilai a_t dengan,

$$a_t = Y_t - \phi_1 Y_{t-1} - \dots - \phi_p Y_{t-p} + \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q} \quad (2.45)$$

dengan $a_p = a_{p-1} = \dots = a_{p+1-q} = 0$ dan kemudian dilanjutkan dengan proses perhitungan dengan meminimumkan $S_c(\phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q)$.

Setelah didapatkan hasil estimasi dari parameter model ARIMA kemudian dilakukan pengujian signfikasi parameter.

Hipotesis:

$H_0: \phi_i = 0$ atau $\theta_j = 0$, dengan $i = 1, 2, \dots, p; j = 1, 2, \dots, q$

$H_1: \phi_i \neq 0$ atau $\theta_j \neq 0$, dengan $i = 1, 2, \dots, p; j = 1, 2, \dots, q$

statistik uji:

$$t = \frac{\hat{\phi}_i}{se(\hat{\phi}_i)} \text{ atau } t = \frac{\hat{\theta}_j}{se(\hat{\theta}_j)} \quad (2.46)$$

daerah kritis: tolak H_0 jika $|t| > t_{\frac{\alpha}{2}, n-p-q}$

dengan

n : banyaknya residual atau data efektif

p dan q : banyaknya orde model ARIMA.

2.7.3 Pemeriksaan Diagnostik Model ARIMA

Asumsi yang harus dipenuhi dalam model ARIMA (p, d, q) yaitu residual yang bersifat *white noise* dan berdistribusi normal. Yang pertama adalah residual yang bersifat *white normal* apabila tidak terdapat pola tertentu (Wei, 2006). Pengujian *white noise* menggunakan uji statistik Ljung-Box.

Hipotesis:

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$ (residual bersifat *white noise*)

H_1 : minimal ada satu $\rho_k \neq 0$, $k = 1, 2, \dots, K$ (residual tidak bersifat *white noise*)

statistik uji:

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K (n-k)^{-1} \hat{\rho}_k^2 \quad (2.47)$$

daerah kritis yang digunakan adalah tolak H_0 apabila $Q \geq \chi^2_{\alpha, K-p-q}$ dengan p dan q adalah order dari model ARIMA (p, d, q) .

Selanjutnya adalah uji normalitas, pengujian normalitas menggunakan uji Kolmogorov Smirnov.

Hipotesis:

$H_0: |F(x) - F_0(x)|$ atau residual berdistribusi normal

$H_1: |F(x) - F_0(x)|$ atau residual tidak berdistribusi normal

statistik uji:

$$D = \sup_x |S(x) - F_0(x)| \quad (2.48)$$

dengan

$S(x)$: nilai peluang kumulatif berdasarkan data sampel

$F_0(x)$: nilai peluang kumulatif di bawah H_0

daerah kritis : Tolak H_0 apabila $D > D_{\alpha, n}$ (Daniel, 1989)

2.7.4 Deteksi Outlier

Pada pengamatan *time series* bisa dipengaruhi oleh suatu peristiwa tertentu atau kesalahan penulisan pada saat memasukkan data. Akibatnya pengamatan tersebut berada jauh dari nilai rata-ratanya. Hal ini biasanya disebut sebagai *outlier*. Ada 4 jenis *outlier* yaitu *Additive Outlier* (AO), *Innovative Outlier* (IO), *Level Shift* (LS), dan *Temporary Change* (AO). Dalam penelitian ini menggunakan jenis *Additive Outlier* (AO) dan *Level Shift* (LS). Jenis AO merupakan suatu *outlier* yang hanya mempengaruhi pada saat pengamatan ke- T , sedangkan untuk model LS berpengaruh pada pengamatan ke- T , $T+1$, $T+2$, dan seterusnya. Misalkan suatu series X_1, X_2, \dots, X_t yang bebas outlier dengan model ARMA (p, q) sebagai berikut

$$\phi(B)X_t = \theta(B)a_t \quad (2.49)$$

dimana model telah stasioner dan memenuhi asumsi residual *white noise* dan distribusinya normal, sehingga masing-masing model *outlier* dapat dirumuskan sebagai berikut, untuk AO:

$$\begin{aligned} Y_t &= \begin{cases} X_t, & t \neq T \\ X_t + \omega, & t = T \end{cases} \\ &= X_t + \omega_{ao} I_t^{(T)} \end{aligned} \quad (2.50)$$

$$\text{dengan } I_t^{(T)} = \begin{cases} 1, & t = T \\ 0, & t \neq T \end{cases}$$

sementara untuk LS:

$$\begin{aligned} Y_t &= X_t + \omega_{ls} S_t^{(T)} \\ &= X_t + \frac{1}{(1-B)} \omega_{ls} I_t^{(T)} \end{aligned} \quad (2.51)$$

$$\text{dengan } I_t^{(T)} = \begin{cases} 1, & t \geq T \\ 0, & t < T \end{cases}$$

Sedangkan secara umum model ARIMA dengan *outlier* dapat dituliskan sebagai berikut (Wei, 2006),

$$Y_t = \sum_{j=1}^k \omega_j v_j(B) I_j^{(T_j)} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (2.52)$$

dimana

$I_j^{(T_j)}$ = variabel yang menunjukkan adanya *outlier* pada waktu ke- T_j

$v_j(B) = 1$ untuk AO

$v_j(B) = \frac{1}{(1-B)}$ untuk LS.

2.7.5 Pemilihan Model Terbaik

Dalam menentukan model terbaik berdasarkan residual yang dihasilkan dapat menggunakan AIC (*Akaike's Information Criterion*) dan SBC (*Schwartz's Bayesian Criterion*) (Wei, 2006).

$$AIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_\alpha^2 + 2M$$

dan

$$SBC(M) = n \ln \hat{\sigma}_\alpha^2 + M \ln n$$

dengan

M = banyaknya parameter yang ditaksir

n = banyaknya residual

Pemilihan model yang dilakukan berdasarkan evaluasi pada perkiraan *out sample*, dengan

$$e_l = Y_{n+l} - \hat{Y}_n(l),$$

salah satu metode perhitungannya bisa menggunakan *root mean square error* (RMSE) dan *mean percentage error* (MAPE) dengan rumus sebagai berikut.

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{L} \sum_{l=1}^L (Y_{n+l} - \hat{Y}_n(l))^2} \quad (2.54)$$

dan

$$MAPE = \left(\frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \frac{|Y_{n+l} - \hat{Y}_n(l)|}{Y_{n+l}} \right) \times 100\% \quad (2.55)$$

dengan l adalah banyaknya residual. Model yang dikatakan baik adalah model yang memiliki nilai RMSE yang terkecil untuk kriteria *out sample* karena nilai dugaan atau ramalan mendekati nilai aktual atau sesungguhnya.

2.7.6 Peramalan Menggunakan Model ARIMA

Peramalan dilakukan menggunakan model terbaik yang telah diperoleh. Apabila terdapat lebih dari satu model yang memenuhi kriteria kebaikan model maka dipilih model yang memiliki kriteria kebaikan model secara *in sample* maupun *out sample*.

Ramalan l tahap ke depan didefinisikan dengan
 $Y_n(l) = E(Y_{n+l} | Y_t, Y_{t-1}, \dots)$

Misalkan pada model ARIMA (1,1,1) persamaannya diberikan sebagai berikut.

$$Y_t = (1 - \phi)Y_{t-1} - \phi Y_{t-2} + \theta_0 + a_t - \theta a_{t-1} \quad (2.56)$$

Maka peramalan k tahap kedepan adalah sebagai berikut (Cryer & Chan, 2008)

$$\hat{Y}_t(1) = (1 + \phi)Y_t - \phi Y_{t-1} + \theta_0 + \theta a_t \quad (2.57)$$

$$\hat{Y}_t(2) = (1 + \phi)\hat{Y}_t(1) - \phi Y_t + \theta_0 \quad (2.58)$$

$$\hat{Y}_t(l) = (1 + \phi)\hat{Y}_t(l-1) - \phi \hat{Y}_t(l-2) + \theta_0 \quad (2.59)$$

2.8 Model *Vector Autoregressive* (VAR)

Dalam analisis *multivariate time series* model VAR (*Vector Autoregressive*) adalah satu model yang fleksibel dan mudah digunakan. Model VAR adalah pengembangan dari model AR. Bentuk Umum dari model VAR (p) dapat ditulis sebagai berikut

$$\dot{Y}_t = \Phi_1 \dot{Y}_{t-1} + \dots + \Phi_p \dot{Y}_{t-p} + a_t \quad (2.60)$$

dengan:

Φ_p = matriks $m \times m$ dari parameter ke- p

a_t = vektor $m \times 1$ dari *residual* pada waktu ke- t

\dot{Y}_t = vektor $m \times 1$ dari variabel pada waktu ke- t

Persamaan (2.60) dapat dituliskan dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} \dot{y}_{1,t} \\ \dot{y}_{2,t} \\ \vdots \\ \dot{y}_{m,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11}^1 & \phi_{12}^1 & \dots & \phi_{1m}^1 \\ \phi_{21}^1 & \phi_{22}^1 & \dots & \phi_{2m}^1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{m1}^1 & \phi_{m2}^1 & \dots & \phi_{mm}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{y}_{1,t-1} \\ \dot{y}_{2,t-1} \\ \vdots \\ \dot{y}_{m,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11}^p & \phi_{12}^p & \dots & \phi_{1m}^p \\ \phi_{21}^p & \phi_{22}^p & \dots & \phi_{2m}^p \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{m1}^p & \phi_{m2}^p & \dots & \phi_{mm}^p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{y}_{1,t-p} \\ \dot{y}_{2,t-p} \\ \vdots \\ \dot{y}_{m,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1,t} \\ a_{2,t} \\ \vdots \\ a_{m,t} \end{bmatrix}$$

Sebagai contoh apabila $m=2$, model VAR(p) dapat dituliskan sebagai berikut

$$\begin{bmatrix} \dot{y}_{1,t} \\ \dot{y}_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11}^1 & \phi_{12}^1 \\ \phi_{21}^1 & \phi_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{y}_{1,t-1} \\ \dot{y}_{2,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11}^p & \phi_{12}^p \\ \phi_{21}^p & \phi_{22}^p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{y}_{1,t-p} \\ \dot{y}_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1,t} \\ a_{2,t} \end{bmatrix}$$

2.8.1 Identifikasi Vektor *Time series*

Identifikasi model vektor *time series* hampir sama dengan identifikasi model *time series* univariat. Identifikasi dilakukan dengan melihat pola dari *matrix autocorrelation function* (MACF) dan *matrix partial autocorrelation function* (MPACF) setelah data stasioner. Apabila diberikan vektor *time series* Y_1, Y_2, \dots, Y_n dengan jumlah observasi sebanyak n maka *sample correlation matrix function* adalah:

$$\hat{\rho}(k) = [\hat{\rho}_{ij}(k)], \quad (2.61)$$

dengan $\hat{\rho}_{ij}(k)$ merupakan *sample correlation matrix function* untuk komponen *series* ke- i dan ke- j dinyatakan sebagai berikut:

$$\hat{\rho}_{ij}(k) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Y_{i,t} - \bar{Y}_i)(Y_{j,t+k} - \bar{Y}_j)}{\left[\sum_{t=1}^n (Y_{i,t} - \bar{Y}_i)^2 \right] \left[\sum_{t=1}^n (Y_{j,t} - \bar{Y}_j)^2 \right]^{1/2}}. \quad (2.62)$$

Matrix autocorrelation matrix function digunakan untuk mengidentifikasi order berhingga dalam model *moving average* (MA) sebagai matriks korelasi adalah 0 (nol) di bawah lag q untuk proses *vector moving average* (VMA). Tampilan *matrix autocorrelation function* untuk mempermudah agar dapat dimengerti, yaitu dengan menggunakan simbol (+), (-), dan (.) pada posisi (i, j) dari *sample autocorrelation matrix function*, dengan simbol (+) menotasikan nilai yang kurang dari 2 kali estimasi *standard error* dan menunjukkan adanya hubungan korelasi positif, (-) menotasikan nilai yang kurang dari -2 kali estimasi *standard error* atau ada hubungan korelasi negatif, sedangkan (.) menotasikan nilai berada di antara ± 2 kali estimasi *standard error* yang artinya tidak terdapat hubungan korelasi, *standarr error* bernilai $1/\sqrt{n}$ dengan n banyaknya data observasi yang efektif (Wei, 2006).

Selanjutnya adalah *Partial Autocorrelation Function* yang sangat penting untuk menentukan order dalam model AR. PACF yang mendefinisikan matriks autoregresive parsial pada lag s dengan notasi $\phi(s)$, sebagai koefisien matriks terakhir ketika data diterapkan ke dalam suatu proses *vector autoregressive* dari orde s . Sehingga didapatkan *partial autoregression matrix function* sebagai berikut (Wei, 2006).

$$\phi(s) = \begin{cases} \Gamma'(1)[\Gamma(0)]^{-1} & s = 1 \\ \{\Gamma'(s) - \mathbf{c}'(s)[\mathbf{A}(s)]^{-1}\mathbf{b}(s)\} \{\Gamma(0) - \mathbf{b}'(s)[\mathbf{A}(s)]^{-1}\mathbf{b}(s)\}^{-1} & s > 1 \end{cases} \quad (2.63)$$

Jika Y_t merupakan proses VAR(p), maka $\phi(s)$ memiliki sifat khusus sebagai berikut.

$$\phi(s) = \begin{cases} \Phi_p, & s = p, \\ \mathbf{0}, & s > p. \end{cases} \quad (2.64)$$

Untuk mengidentifikasi data berdasarkan *partial autocorrelation matrices*, maka sama hal nya dengan *autocorellation matrices*, juga dinotasikan dengan (+), (-) dan (.). Seperti halnya di kasus univariat, *partial autocorrelation matrices* untuk vektor AR adalah *cut-off*.

2.8.2 Estimasi Parameter Model VAR

Saat model sementara sudah diidentifikasi, maka dapat dilakukan estimasi parameter model VAR dengan menggunakan metode *least square*. Apabila diberikan model VAR(p) sebagai berikut

$$\mathbf{Y} = \mathbf{BZ} + \mathbf{A} \quad (2.65)$$

atau,

$$\begin{aligned} \text{vec}(\mathbf{Y}) &= \text{vec}(\mathbf{BZ}) + \text{vec}(\mathbf{A}) \\ &= (\mathbf{Z}' \otimes \mathbf{I}_M) \text{vec}(\mathbf{B}) + \text{vec}(\mathbf{A}) \end{aligned} \quad (2.66)$$

atau,

$$\mathbf{y} = (\mathbf{Z}' \otimes \mathbf{I}_M) \boldsymbol{\beta} + \mathbf{a} \quad (2.67)$$

dengan,

$$\mathbf{Y} = (y_1, y_2, \dots, y_T)$$

$$\mathbf{B} = (v, A_1, A_2, \dots, A_p)$$

$$\mathbf{Z} = (Z_0, Z_1, \dots, Z_{T-1})$$

$$\mathbf{Z}_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_t \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{A} = (a_1, a_2, \dots, a_T)$$

$$\mathbf{y} = \text{vec}(\mathbf{Y})$$

$$\boldsymbol{\beta} = \text{vec}(\mathbf{B})$$

$$\mathbf{b} = \text{vec}(\mathbf{B}')$$

$$\mathbf{a} = \text{vec}(\mathbf{A})$$

dengan matriks kovarians \mathbf{u} sebagai berikut

$$\boldsymbol{\Sigma}_a = \mathbf{I}_T \otimes \boldsymbol{\Sigma}_a \quad (2.68)$$

dengan \otimes adalah *Kronecker product*.

Apabila ada suatu matrik \mathbf{A} berukuran $m \times n$ dan \mathbf{B} berukuran, $p \times q$ maka *kronecker product* $\mathbf{A} \otimes \mathbf{B}$ adalah sebagai berikut

$$\mathbf{A} \otimes \mathbf{B} = \begin{bmatrix} a_{11}B & \cdots & a_{1n}B \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1}B & \cdots & a_{mn}B \end{bmatrix}$$

contohnya:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ 3 & 4 \end{bmatrix} \quad \mathbf{B} = \begin{bmatrix} 0 & 5 \\ 6 & 7 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{A} \otimes \mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1.0 & 1.5 & 2.0 & 2.5 \\ 1.6 & 1.7 & 2.6 & 2.7 \\ 3.0 & 3.5 & 4.0 & 4.5 \\ 3.6 & 3.7 & 4.6 & 4.7 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 5 & 5 & 10 \\ 6 & 7 & 12 & 14 \\ 3 & 15 & 0 & 20 \\ 18 & 21 & 24 & 28 \end{bmatrix}$$

Sifat *kroncker product*:

- $\text{vec}(\mathbf{AB}) = (\mathbf{I} \otimes \mathbf{A})\text{vec}(\mathbf{B}) = (\mathbf{B}' \otimes \mathbf{I})\text{vec}(\mathbf{A})$
- $\text{vec}(\mathbf{A} \times \mathbf{B}) = (\mathbf{B}' \otimes \mathbf{A})\text{vec}(\mathbf{X})$

Maka estimasi *least square* multivariat dari β berarti memilih estimator dengan meminimumkan.

$$\begin{aligned} S(\beta) &= \mathbf{a}'(\mathbf{I}_T \otimes \Sigma_a)^{-1} \mathbf{a} = \mathbf{a}'(\mathbf{I}_T \otimes \Sigma_a^{-1}) \mathbf{a} \\ &= \text{tr}[(\mathbf{Y} - \mathbf{BZ})' \Sigma_a^{-1} (\mathbf{Y} - \mathbf{BZ})] \end{aligned} \quad (2.69)$$

Untuk mencari nilai minimum dari fungsi 2.69 diperlihatkan:

$$\begin{aligned} S(\beta) &= \mathbf{y}'(\mathbf{I}_T \otimes \Sigma_a^{-1}) \mathbf{y} + \beta'(\mathbf{Z}' \otimes \mathbf{I}_M)(\mathbf{I}_T \otimes \Sigma_a^{-1}) \\ &\quad (\mathbf{Z}' \otimes \mathbf{I}_M) \beta - 2\beta'(\mathbf{Z}' \otimes \mathbf{I}_M)(\mathbf{I}_T \otimes \Sigma_a^{-1}) \mathbf{y} \\ &= \mathbf{y}'(\mathbf{I}_T \otimes \Sigma_a^{-1}) \mathbf{y} + \beta'(\mathbf{ZZ}' \otimes \Sigma_a^{-1}) \beta - 2\beta'(\mathbf{Z} \otimes \Sigma_a^{-1}) \mathbf{y}. \end{aligned} \quad (2.70)$$

Maka didapatkan:

$$\frac{\partial S(\beta)}{\partial \beta} = 2(\mathbf{ZZ}' \otimes \Sigma_a^{-1}) \beta - 2(\mathbf{Z} \otimes \Sigma_a^{-1}) \mathbf{y}. \quad (2.71)$$

Fungsi $S(\beta)$ minimum saat $\frac{\partial S(\beta)}{\partial \beta} = 0$, sehingga

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= ((\mathbf{ZZ}')^{-1} \otimes \Sigma_a^{-1})(\mathbf{Z} \otimes \Sigma_a^{-1}) \mathbf{y} \\ &= ((\mathbf{ZZ}')^{-1} \mathbf{Z} \otimes \mathbf{I}_M) \mathbf{y}. \end{aligned} \quad (2.72)$$

Matriks Hessian $S(\beta)$ bersifat definit positif sehingga menjamin bahwa $\hat{\beta}$ adalah vektor yang minimum

$$\frac{\partial^2 S(\beta)}{\partial \beta \partial \beta'} = 2(\mathbf{ZZ}' \otimes \Sigma_a^{-1}) \quad (2.73)$$

2.8.4 Pemeriksaan Diagnostik Model VAR

Selanjutnya dilakukan pemeriksaan diagnostik model residual \hat{a}_t , dengan $\hat{a}_t = Y_t - \hat{\phi}_1 \hat{Y}_{t-1} - \dots - \hat{\phi}_p \hat{Y}_{t-p}$. Model VAR residual memenuhi *white noise* dan berdistribusi multivariat normal sehingga matriks korelasi dari \hat{a}_t harus tidak signifikan dan tidak memiliki pola (Wei, 2006).

Uji Portmanteau digunakan untuk menguji signifikansi secara keseluruhan pada autokorelasi residual sampai lag k .

Hipotesis:

H_0 : vektor residual model VAR (p) memenuhi asumsi *white noise*

H_1 : vektor residual model VAR (p) tidak memenuhi asumsi *white noise*

atau

$H_0: \mathbf{R}_h = (R_1, R_2, \dots, R_h) = 0$

$H_1: \mathbf{R}_h \neq 0$

$$\begin{aligned} Q_h &= n \sum_{i=1}^h \text{tr}(\hat{R}_i' \hat{R}_i^{-1} \hat{R}_i \hat{R}_i^{-1}) \\ \text{Statistik Uji:} \quad &= n \sum_{i=1}^h \text{tr}(\bar{\Sigma}_i' \bar{\Sigma}_0^{-1} \bar{\Sigma}_i \bar{\Sigma}_0^{-1}) \end{aligned} \quad (2.74)$$

dengan n = ukuran sampel

$\bar{\Sigma}_i$ = matriks autokovarians dari vektor residual \hat{a}_t ,

$i = 0, 1, 2, \dots, k$

Daerah kritis: Tolak H_0 saat $Q_h > \chi^2_{(\alpha, K-p-q)}$ (Lutkepohl, 2005).

Untuk menguji normal multivariat menggunakan uji normalitas multivariat shapiro-wilk. Apabila diberikan $\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2, \dots, \mathbf{Y}_t$ yang merupakan vektor random yang bersifat independen dan identik dalam \mathbf{R}^p , dengan $p \geq 1$. Misalkan $\mathbf{0}$ adalah vektor nol dengan ukuran p dan \mathbf{I} merupakan matrik identitas berukuran $p \times p$, maka $\mathbf{Y} \sim \mathbf{N}^p(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ jika dan hanya jika $\mathbf{Z} = \boldsymbol{\Sigma}^{-1/2}(\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}) \sim \mathbf{N}^p(\mathbf{0}, \mathbf{I})$. Hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut:

H_0 : Y_1, Y_2, \dots, Y_t adalah sampel yang berasal dari $N^p(\mu, \Sigma)$

H_1 : Y_1, Y_2, \dots, Y_t adalah sampel yang tidak berasal dari $N^p(\mu, \Sigma)$

Dengan μ dan Σ tidak diketahui (Alva & Estrada, 2009).

Statistik uji:
$$W^* = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p W_{Z_i}, \quad (2.75)$$

dengan W_{Z_i} adalah evaluasi statistik dari Shapiro-Wilk dihitung dari observasi yang ditransformasikan ke normal standar $Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{in}$, dengan $i = 1, 2, \dots, p$. Di bawah Hipotesis H_0 , W^* diekspektasi mendekati 1 karena setiap W_{Z_i} juga diekspektasi mendekati 1.

Daerah kritis: tolak H_0 saat $W^* < c_{\alpha, n, p}$ pada taraf signifikan α .

Perlu diperhatikan jika $p=1$, maka W^* sama dengan statistik Shapiro-Wilk untuk kasus univariat dan $c_{\alpha, n, p}$ memenuhi persamaan berikut.

$$\alpha = P \{ W^* < c_{\alpha, n, p} | H_0 \} \quad (2.76)$$

2.8.5 Pemilihan model VAR(p)

Model selection criteria dapat digunakan untuk menentukan panjang *lag* untuk model VAR(p). Pendekatan dilakukan dengan *fitting* model VAR(p) dengan order $p=0, 1, \dots, p_{max}$ dan pemilihan nilai p yang meminimumkan *Model selection criteria* sebagai berikut.

$$AIC(p) = \ln |\bar{\Sigma}(p)| + c_T \phi(n, p) \quad (2.77)$$

dengan $\bar{\Sigma}(p) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t'$ adalah matriks residual kovarians koreksi

derajat bebas dari model VAR(p), c_T adalah suatu barisan dengan ukuran sampel T dan $\phi(n, p)$ adalah fungsi penalti untuk model VAR(p).

2.8.6 Peramalan Menggunakan Model VAR

Peramalan dari VAR model hampir sama dengan permasalahan *univariate*. Misalkan l -step di depan residual kuadrat mean minimum diramalkan dengan perhitungan berulang sebagai berikut (Wei, 2006).

$$\hat{Y}_n(l) = \Phi_1 \hat{Y}_n(l-1) + \dots + \Phi_p \hat{Y}_n(l-p) - \Theta_1 E(a_{n+l-1}) - \dots - \Theta_q E(a_{n+l-q}) \quad (2.78)$$

dengan $\hat{Y}_n(l) = Y_{n+j}$ untuk $j \leq 0$, $E(a_{n+j}) = a_{n+j}$ untuk $j \leq 0$, dan $E(a_{n+j}) = 0$ untuk $j > 0$. *Forecast error variance covariance matrix* diberikan sebagai berikut.

$$Var(e_n(l)) = \sum_{j=0}^{k-1} \Psi_j^* \Sigma \Psi_j^* \quad (2.79)$$

dimana matrik Ψ_j^* dihitung menggunakan $\Psi^*(B) = [\Phi_p(B)]^{-1} \Theta_q(B)$ dan $\Psi_0^* = 1$.

BAB III

METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Sumber data yang akan digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yaitu harga penutupan saham harian anggota LQ45 periode Agustus 2014 – Februari 2015 dari yahoo finance dari www.yahoofinance.com, nilai tukar rupiah terhadap dollar AS dari www.bi.go.id, dan *historis* harga emas selama Oktober 2013 sampai dengan Oktober 2014 dari www.usagold.com. Berikut adalah struktur data anggota saham LQ45 untuk analisis faktor

Tabel 3. 1 Struktur Data Analisis Faktor LQ45

t	Harga saham				
	AALI	ADHI	ADRO	...	WSKT
1	$H_{1,1}$	$H_{2,1}$	$H_{3,1}$...	$H_{45,1}$
2	$H_{1,2}$	$H_{2,2}$	$H_{3,2}$...	$H_{45,1}$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	...	\vdots
n	$H_{1,n}$	$H_{2,n}$	$H_{3,n}$...	$H_{45,n}$

3.2 Variabel Penelitian

Variabel penelitian yang akan digunakan dalam penelitian ini adalah ke empat puluh lima saham LQ45 yang disajikan dalam Tabel 3.2 dan nilai tukar dan harga emas yang dapat dilihat pada Tabel 3.3.

3.3 Langkah Analisis

Langkah analisis yang digunakan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Menganalisis menggunakan analisis faktor:
 - a. Melakukan uji kecukupan data dengan menggunakan uji Kaiser Meyer Olkin dan uji korelasi data dengan uji Bartlett, pada data saham perusahaan anggota LQ45.

- b. Mencari nilai lamda lebih dari 1 yang digunakan sebagai faktor baru dan kontribusi variansi yang akan terbentuk pada data saham perusahaan anggota LQ45.
 - c. Mengelompokkan saham perusahaan anggota LQ45 pada kelompok yang sesuai berdasarkan faktor baru yang terbentuk.
 - d. Setelah terbentuk faktor baru, diambil satu saham yang paling utama yang mewakili faktor baru tersebut berdasarkan faktor *loading* yang tertinggi.
2. Memodelkan dengan univariat ARIMA adalah :
- a. Membagai data menjadi data *in sample* dan *out sample*
 - b. Melakukan identifikasi model dengan memeriksa stasioneritas data berdasarkan plot *time series*, ACF, dan PACF pada data saham utama dari faktor baru, data nilai tukar rupiah, dan harga emas.
 - c. Menentukan orde dugaan untuk model ARIMA berdasarkan plot ACF dan PACF dari data saham utama dari faktor baru, data nilai tukar rupiah, dan harga emas.yang telah stasioner.
 - d. Estimasi parameter model dengan *conditional least square* dan dilanjutkan dengan uji signifikansi parameter model dari masing-masing data saham utama dari faktor baru, data nilai tukar rupiah, dan harga emas.
 - e. *Forecasting* data *in-sample* menggunakan model ARIMA dari masing-masing data saham utama dari faktor baru, data nilai tukar rupiah, dan harga emas.
 - f. Menghitung nilai residual model dari masing-masing data saham utama dari faktor baru, data nilai tukar rupiah, dan harga emas
 - g. Pemeriksaan diagnostik uji *white noise* dengan menggunakan uji L-jung Box dan uji distribusi normal dengan uji Kolmogorov Smirnov dari

masing-masing data saham utama dari faktor baru, data nilai tukar rupiah, dan harga emas.

- h. *Forecasting* data *out sample* model ARIMA yang telah sesuai dari masing-masing data saham utama dari faktor baru, data nilai tukar rupiah, dan harga emas
- i. Menghitung nilai RMSE dan MAPE data *out sample* dari masing-masing data saham terpilih dari faktor baru, nilai tukar rupiah, dan harga emas
3. Memodelkan dengan multivariat VAR
 - a. Membagi data menjadi data *in sample* dan *out sample*
 - b. Mengecek stasioneritas
 - c. Menentukan order dari model VAR menggunakan *lag length selection criteria* yaitu *AIC* dan *correlation matrix function*..
 - d. Estimasi parameter dan uji signifikansi parameter model VAR.
 - e. *Forecasting* data *in-sample* menggunakan model VAR.
 - f. Menghitung nilai residual untuk memeriksa diagnostik (uji asumsi residual bersifat *white noise* dan berdistribusi multivariat normal).
 - g. *Forecasting* data *out-of-sample* model VAR yang telah sesuai.
 - h. Menghitung nilai RMSE dan MAPE data *out of sample*.
4. Membandingkan hasil akurasi prediksi univariat ARIMA dan multivariat VAR.

Tabel 3. 2 Variabel Penelitian Nilai Tukar dan Emas

No	Variabel	Keterangan
1	Nilai Tukar Rupiah	Harga dollar
2	Emas	Harga emas dunia

Tabel 3. 3 Variabel Penelitian Saham Perusahaan Anggota LQ45

No	Variabel	Nama Perusahann
1	AALI	Astra Agro Lestari Tbk
2	ADHI	Adhi Karya (Persero) Tbk.
3	ADRO	Adaro Energy Tbk
4	AKRA	AKR Corporindo Tbk
5	ANTM	Aneka Tambang (Persero) Tbk
6	ASII	Astra International Tbk
7	ASRI	Alam Sutera Realty Tbk
8	BBCA	Bank Central Asia Tbk
9	BBNI	Bank Negara Indonesia (Persero) Tbk
10	BBRI	Bank Rakyat Indonesia (Persero) Tbk
11	BBTN	Bank Tabungan Negara (persero) Tbk
12	BDMN	Bank Danamon Tbk
13	BMRI	Bank Mandiri (Persero) Tbk
14	BMTR	Global Mediacom Tbk
15	BSDE	Bumi Serpong Damai Tbk
16	CPIN	Charoen Pokphan Indonesia Tbk
17	CTRA	Ciputra Development Tbk
18	EXCL	XL Axiata Tbk
19	GGRM	Gudang Garam Tbk
20	HRUM	Harum Energy Tbk
21	ICBP	Indofoof CBP Sukses Makmur Tbk
22	INCO	Vale Indonesia Tbk
23	INDF	Indofoof Sukses Makmur Tbk
24	INTP	Indocement Tunggul Prakasa Tbk
25	ITMG	Indo Tambangraya Megah Tbk
26	JSMR	Jasa Marga (Persero) Tbk
27	KLBF	Kalbe Farma Tbk
28	LPKR	Lippo Karawaci Tbk
29	LPPF	Matahari Department Store Tbk.
30	LSIP	London Sumatera Plantation Tbk
31	MNCN	Media Nusantara Citra Tbk
32	PGAS	Perusahaan Gas Negara (Persero)Tbk
33	PTBA	Tambang Batubara Bukit Asam (Persero) Tbk
34	PTPP	PP (Persero) Tbk.
35	PWON	Pakuwon Jati Tbk
36	SCMA	Surya Citra Media Tbk.
37	SMGR	Semen Indonesia (Persero) Tbk
38	SMRA	Summarecon Agung Tbk.
39	TAXI	Express Transindo Utama Tbk.
40	TBIG	Tower Bersama Infrastructure Tbk.
41	TLKM	Telekomunikasi Indonesia (Persero) Tbk
42	UNTR	United Tractors Tbk
43	UNVR	Unilever Indonesia Tbk
44	WIKA	Wijaya Karya (Persero) Tbk
45	WSKT	Waskita Karya (Persero) Tbk

BAB IV

ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Dalam bagian ini akan membahas tentang analisis faktor untuk saham LQ45, pemodelan saham terpilih dari analisis faktor, beserta peramalannya.

4.1 Analisis Faktor

Anggota saham LQ45 terdiri dari 45 saham perusahaan. Dalam penelitian ini akan dilakukan pemilihan saham yang akan dianalisis dengan metode statistik, yaitu dengan menggunakan analisis faktor untuk mereduksi dimensi dari ke-45 perusahaan anggota LQ45. Sebelum menganalisis analisis faktor harus melihat kecukupan korelasi antar variabel. Salah satu metode yang digunakan adalah uji KMO atau *Olkin Measure of Sampling Adequacy*. Didapatkan nilai KMO yang dihasilkan dari anggota saham LQ45 adalah sebesar 0,937 lebih dari 0,5 sehingga analisis faktor dapat dilanjutkan karena sudah terdapat ukuran sample yang cukup yang berarti kecukupan korelasi antar variabel juga telah terpenuhi.

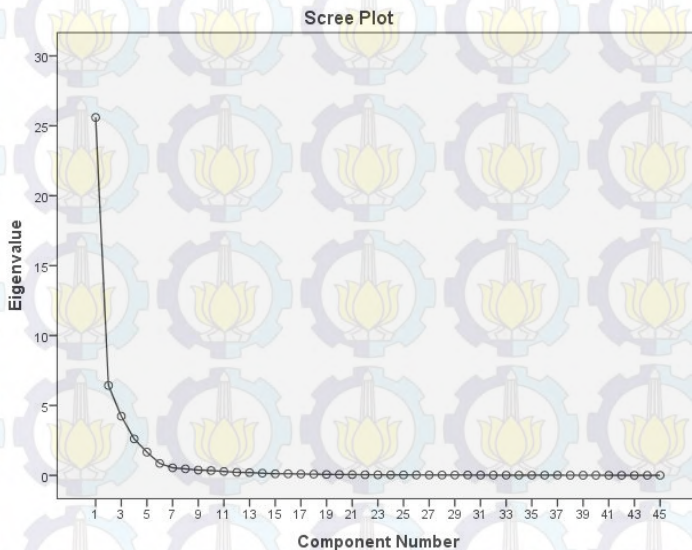
Selain itu, uji Bartlett dilakukan untuk mengetahui matriks korelasi sama dengan matrik identitas ataukah tidak. Hasil uji korelasi menggunakan uji Bartlett menunjukkan bahwa nilai chi-square adalah sebesar 26929,708 dengan derajat bebas 990 dan *p-value* adalah 0,000 menunjukkan bahwa matrik korelasi tidak sama dengan matrik identitas.

Langkah selanjutnya adalah mencari nilai eigen untuk menentukan seberapa banyak faktor baru yang akan terbentuk. Dalam penelitian ini akan menggunakan nilai eigen yang > 1 .

Tabel 4.1 Nilai Eigen dan Variansi Setiap Komponen

Komponen	Nilai Eigen	%Varians	% Kumulatif Varians
1	25,595	56,878	56,878
2	6,431	14,292	71,169
3	4,227	9,392	80,562
4	2,611	5,802	86,364
5	1,660	3,689	90,053

Berdasarkan nilai eigen yang terdapat pada Tabel 4.1 terlihat bahwa terdapat lima komponen utama yang memiliki nilai eigen lebih dari 1. Hal ini juga didukung oleh Gambar 4.1 yaitu *scree plot* dari nilai eigen, terlihat yang curam ke bawah adalah nilai eigen komponen 1 sampai 5. Nilai eigen yang terbentuk untuk komponen 1 adalah sebesar 25,595, komponen 2 sebesar 6,431, komponen 3 sebesar 4,227, komponen 4 sebesar 2,611, dan komponen 5 sebesar 1,660. Kelima komponen ini mampu menjelaskan keragaman total sebesar 90,053%. Dengan demikian faktor baru yang terbentuk dari variabel saham perusahaan anggota LQ45 ada lima faktor baru.



Gambar 4. 1 *Scree Plot* Nilai Eigen

Dari kelima faktor baru tersebut didapatkan nilai *communality* atau ukuran besarnya nilai keragaman oleh variabel yang di berikan yang dijelaskan oleh semua faktor. Hasilnya adalah sebagai berikut.

Tabel 4.2 Nilai *Communnality*

No	Variabel	Communalities
1	ADHI	0,979
2	WKST	0,971
3	BMRI	0,970
4	PTPP	0,968
5	PTBA	0,967
6	WIKI	0,965
7	TBIG	0,956
8	BBNI	0,955
9	GGRM	0,954
10	BBRI	0,952
11	TLKM	0,950
12	ASRI	0,949
13	KLBF	0,948
14	SMRA	0,948
15	PWON	0,948
16	LPPF	0,945
17	CTRA	0,943
18	JSMR	0,939
19	INCO	0,939
20	ANTM	0,939
21	INTP	0,939
22	SCMA	0,938
23	HRUM	0,936
24	BBCA	0,932
25	PGAS	0,928
26	BSDE	0,912
27	BBTN	0,912
28	EXCL	0,902
29	UNTR	0,895
30	LSIP	0,888
31	AALI	0,884
32	UNVR	0,876
33	SMGR	0,872
34	ADRO	0,866
35	ICBP	0,855
36	ASII	0,854
37	LPKR	0,842
38	CPIN	0,831
39	ITMG	0,829
40	BMTR	0,791
41	INDF	0,780
42	AKRA	0,777
43	MNCN	0,773
44	TAXI	0,772
45	BDMN	0,657

Pada Tabel 4.2 menunjukkan nilai *communalitty* yang paling tinggi hingga yang paling rendah. Terlihat bahwa nilai *communalitty* tertinggi adalah saham perusahaan ADHI atau Adaro Energy Tbk. sebesar 0,979. ADHI bergerak dalam sektor pertambangan dan termasuk dalam 50 perusahaan yang pasar kapitalisasinya terbesar, 50 besar saham yang aktif diperdagangkan, paling aktif nilai perdagangannya, dan paling aktif frekuensi perdagangannya. Sedangkan nilai *communalitty* terendah adalah saham perusahaan BDMN atau Bank Danamon Tbk. sebesar 0,657. Bank Danamon adalah salah satu bank milik swasta.

Langkah selanjutnya adalah mendapatkan nilai faktor *loadings*. Pembagian anggota dalam masing-masing faktor baru dapat diketahui nilai faktor *loading*nya. Variabel saham perusahaan masuk pada faktor pertama, kedua, ketiga, keempat dan kelima berdasarkan nilai faktor *loading* tertinggi. Bila kelima faktor *loading* memiliki nilai dalam harga mutlak yang hampir sama maka perlu dilakukan metode rotasi sehingga interpretasi faktorisasi lebih mudah dilakukan. Metode rotasi yang digunakan dalam penelitian ini adalah metode varimax. Dari kelima faktor baru yang terbentuk, faktor satu terdiri dari 30 saham perusahaan, faktor dua terdiri dari 7 saham perusahaan, faktor tiga terdiri dari 3, faktor empat terdiri dari 3 saham perusahaan, dan faktor 5 terdiri dari 2 saham perusahaan.

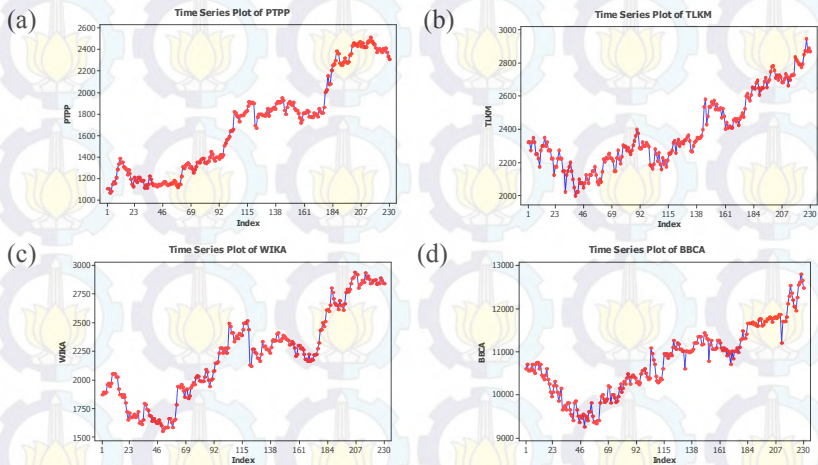
Tabel 4. 3 Anggota Faktor Baru yang Terbentuk

Faktor yang terbentuk	Anggota
Faktor 1	PTPP, TLKM, WIKA, BBKA, BBRI, PGAS, SCMA, PWON, KLBK, JSMB, LPPF, SMRA, BBNI, WKST, INCO, TBIG, BMRI, GGRM, ADHI, UNVR, SMGR, INTP, CTRA, EXCL, UNTR, MNCN, ASII, HRUM, ADRO, TAXI
Faktor 2	ASRI, INDF, BSDE, BDMN, CPIN, LPKR, BMTR
Faktor 3	ICBP, LSIP, AALI
Faktor 4	ANTM, ITMG, PTBA
Faktor 5	BBTN, AKRA

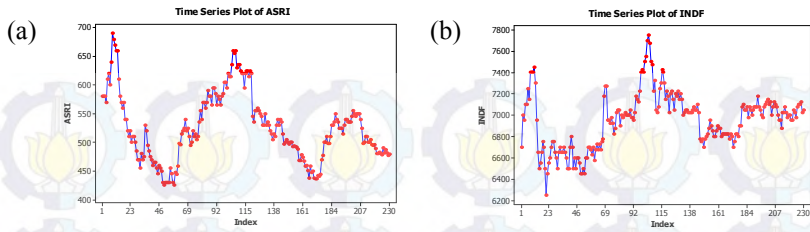
Tabel 4. 4 Hasil Faktor *Loading* dan Anggota Faktor

Faktor	Variabel	Loading Faktor
1	PTPP	0,972
	TLKM	0,954
	WIKA	0,954
	BBCA	0,946
	BBRI	-0,938
	PGAS	0,938
	SCMA	0,935
	PWON	0,935
	KLBF	0,93
	JSMR	0,928
	LPPF	0,924
	SMRA	0,921
	BBNI	0,917
	WKST	0,915
	INCO	0,908
	TBIG	0,903
	BMRI	0,901
	GGRM	0,856
	ADHI	0,827
	UNVR	0,82
	SMGR	0,795
	INTP	0,79
	CTRA	0,788
	EXCL	0,759
	UNTR	0,717
	MNCN	0,711
	ASII	0,698
	HRUM	-0,697
	ADRO	0,636
	TAXI	-0,634
2	ASRI	0,936
	INDF	0,773
	BSDE	0,723
	BDMN	0,705
	CPIN	0,667
	LPKR	0,664
3	BMTR	0,502
	ICBP	-0,881
	LSIP	0,798
4	AALI	0,783
	ANTM	0,93
	ITMG	0,841
5	PTBA	0,719
	BBTN	0,631
	AKRA	0,621

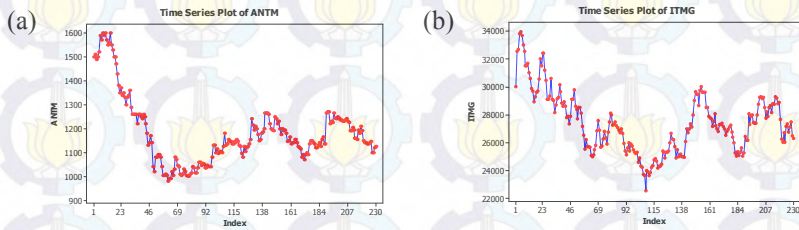
Hasil anggota faktor yang terbentuk di Tabel 4.3 berasal dari hasil *loading* faktor hasil rotasi varimax di Tabel 4.4. Dari masing-masing faktor baru yang terbentuk diambil satu saham yang paling mewakili faktor tersebut berdasarkan nilai dari faktor *loading* yang paling tinggi. Untuk faktor satu yang memiliki faktor *loading* yang paling tinggi adalah PTPP atau PT. PP (Persero) Tbk., faktor kedua adalah ASRI atau PT Alam Sutera Realty Tbk., faktor ketiga adalah ICBP atau Indofood CPB Sukses Makmur Tbk., faktor keempat adalah ANTM atau PT. Aneka Tambang Tbk, faktor kelima adalah BBTN atau Bank Tabungan Negara Tbk. Pada faktor keempat saham dengan nilai faktor *loading* harga mutlak tertinggi adalah saham ICBP yang bernilai negatif yaitu sebesar $-0,881$, dibandingkan dengan anggota faktor lain memiliki nilai faktor *loading* yang positif yaitu LSIP sebesar $0,798$ dan AALI sebesar $0,783$. Ketika nilai faktor *loading* negatif berarti korelasinya negatif, sehingga saham ICBP berkorelasi negatif terhadap fluktuasi harga sahamnya, dibandingkan dengan saham LSIP dan AALI yang memiliki korelasi positif terhadap fluktuasi harga saham.



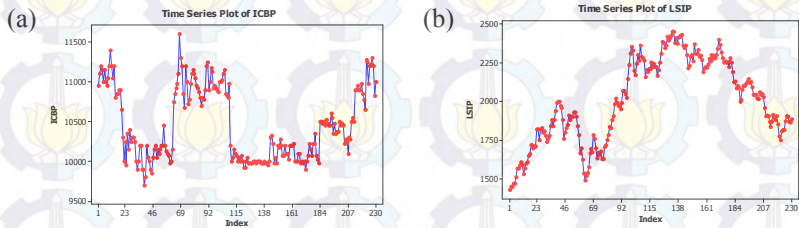
Gambar 4. 2 Plot *Times Series* Faktor 1 (a) PTPP (b) TLKM (c) WIKA dan (d) BBKA



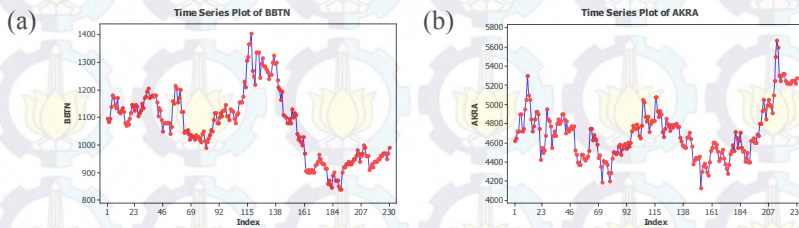
Gambar 4.3 Plot *Times Series* Faktor 2 (a) ASRI dan (b) INDF



Gambar 4.4 Plot *Times Series* Faktor 3 (a) ANTM dan (b) ITMG



Gambar 4.5 Plot *Times Series* Faktor 4 (a) ICBP dan (b) LISP



Gambar 4.6 Plot *Times Series* Faktor 4 (a) ICBP dan (b) LISP

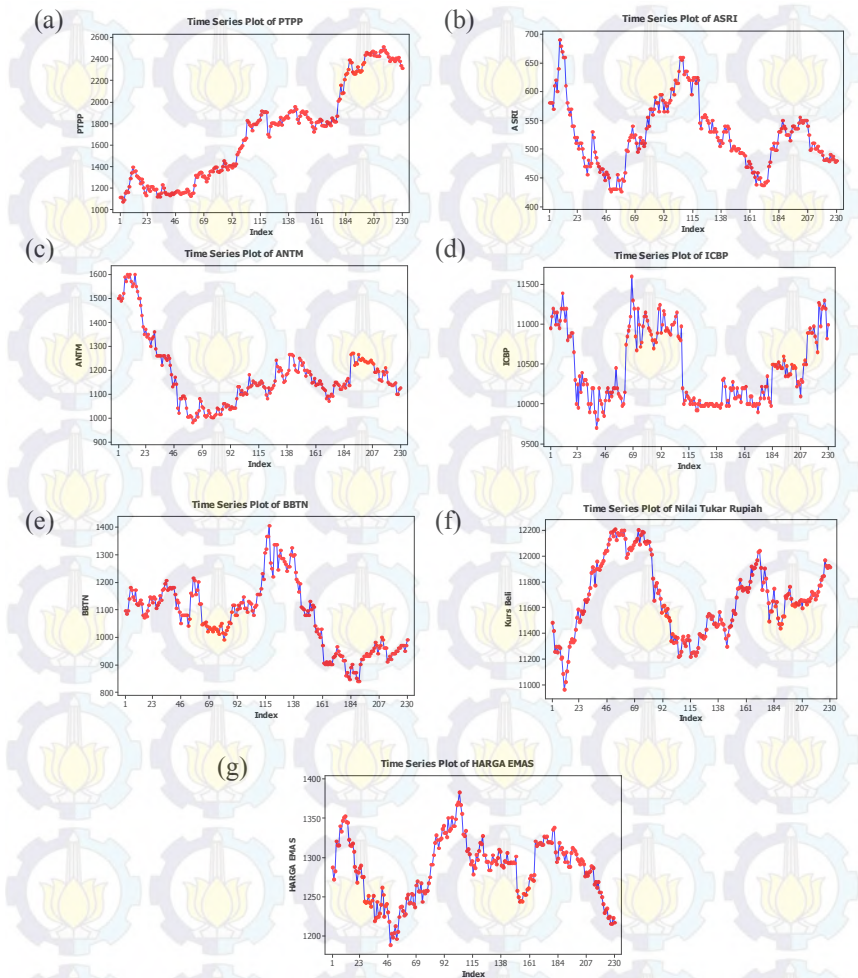
Karakteristik dari masing-masing faktor baru yang terbentuk dapat diketahui dari berdasarkan plot *time series*. Pengelompokkan didasarkan pada fluktuasi harga saham harian. Untuk Gambar 4.2 adalah karakteristik fluktuasi harga saham harian pada faktor 1. Diambil empat saham dengan faktor *loading* tertinggi sebagai contoh. Terlihat plot *time series* menunjukkan fluktuasi harga saham yang terus naik dan membentuk tren untuk semua saham yang diambil sebagai contoh di faktor 1. Sedangkan di faktor 2 diambil dua contoh saham yang mewakili faktor dua. Terlihat pada Gambar 4.3 plot *time series* menunjukkan fluktuasi harga saham yang naik dan turun pada waktu-waktu tertentu, dan kedua contoh saham memiliki karakteristik yang sama untuk waktu-waktu dimana mengalami kenaikan maupun penurunan. Hal ini juga terlihat di faktor 3 pada Gambar 4.4, faktor 4 pada Gambar 4.5, dan faktor 5 pada Gambar 4.6.

4.2 Karakteristik Saham Terpilih LQ45, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas

Setelah didapatkan lima saham terpilih, selanjutnya kan dianalisis bersama dengan nilai tukar rupiah dan harga emas. Karakteristik saham terpilih LQ45, nilai tukar rupiah, dan harga emas dapat dilihat berdasarkan statistika deskriptif rata-rata, standar deviasi, maksimum, dan minimum sebagai berikut.

Tabel 4.5 Statistika Deskriptif Saham LQ45 Terpilih

Variabel	Mean	Stdev	Minimum	Maksimum
PTPP	1726,0	448,9	1070,0	2510,0
ASRI	523,0	59,4	425,0	690,0
ANTM	1177,0	138,0	980,0	1600,0
ICBP	10490,0	460,0	9700,0	11600,0
BBTN	1069,0	122,1	840,0	1405,0
NTR	11663,0	293,0	10963,0	12209,0
Emas	1281,4	41,0	1188,4	1382,8



Gambar 4.7 Plot *Times Series* (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP (e) BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah dan (g) Harga Emas

Dari Tabel 4.5 dapat dilihat bahwa ICBP dan PTPP memiliki standar deviasi yang tinggi masing-masing sebesar 460 dan 448,9, hal tersebut juga diikuti keberagaman fluktuasi saham ICBP yang juga cukup tinggi. Diikuti oleh saham ANTM, kemudian saham BBTN yang juga tinggi standar deviasinya. Sementara untuk saham ASRI standar deviasinya relatif kecil, sehingga keragaman kedua data tersebut juga kecil. sedangkan nilai tukar rupiah memiliki standar deviasi yang cukup tinggi dibandingkan dengan harga emas masing masing 293 dan 41 sehingga keberagaman kedua data juga mengikuti standar deviasinya.

Dari Gambar 4.7 terlihat plot *time series* dari masing-masing data. Untuk saham terpilih memiliki pola yang berbeda-beda. Untuk saham PTPP memiliki tren naik, sementara untuk saham yang lain berfluktuasi naik turun dari waktu ke waktu sehingga belum terlihat stasioner baik dalam varians maupun mean.

Namun keuntungan dari sebuah investasi saham tidak bisa hanya dilihat melalui harga sahamnya saja, salah satu yang digunakan untuk mengetahui keuntungan dari saham adalah *return* dari saham tersebut. *Return* didapatkan dari harga penutupan saham hari ini dikurangi harga penutupan hari sebelumnya kemudian dibagi dengan harga penutupan hari sebelumnya. Berikut adalah statistika deskriptif dari *return* saham terpilih.

Tabel 4. 6 Statistika Deskriptif *Return* Saham Terpilih

Variabel	Rata-rata	Stdev.	Minimum	Maksimum
PTPP	0,00330	0,02526	-0,11024	0,09610
ASRI	-0,00076	0,02722	-0,12097	0,11579
ANTM	-0,00137	0,02184	-0,08772	0,11454
ICBP	0,00018	0,01608	-0,07062	0,05911
BBTN	-0,00014	0,02555	-0,09609	0,09426

Statistika deskriptif pada Tabel 4.6 menunjukkan bahwa rata-rata *return* harian yang bernilai positif adalah saham PTPP dan saham ICBP. *Return* positif berarti keuntungan akan yang diperoleh oleh

investor. Sedangkan rata-rata *return* harian negatif dimiliki oleh saham ASRI, ANTM, dan ICBP. Selanjutnya standar deviasi dari saham terpilih juga relatif kecil, sehingga keberagaman nilai *return* harian juga relatif kecil pula. Namun keuntungan dalam investasi saham tidak bisa hanya dilihat berdasarkan *return* harian, namun juga resiko yang lain seperti fundamental dari perusahaan saham itu sendiri, dan sentimen pasar terhadap saham tersebut.

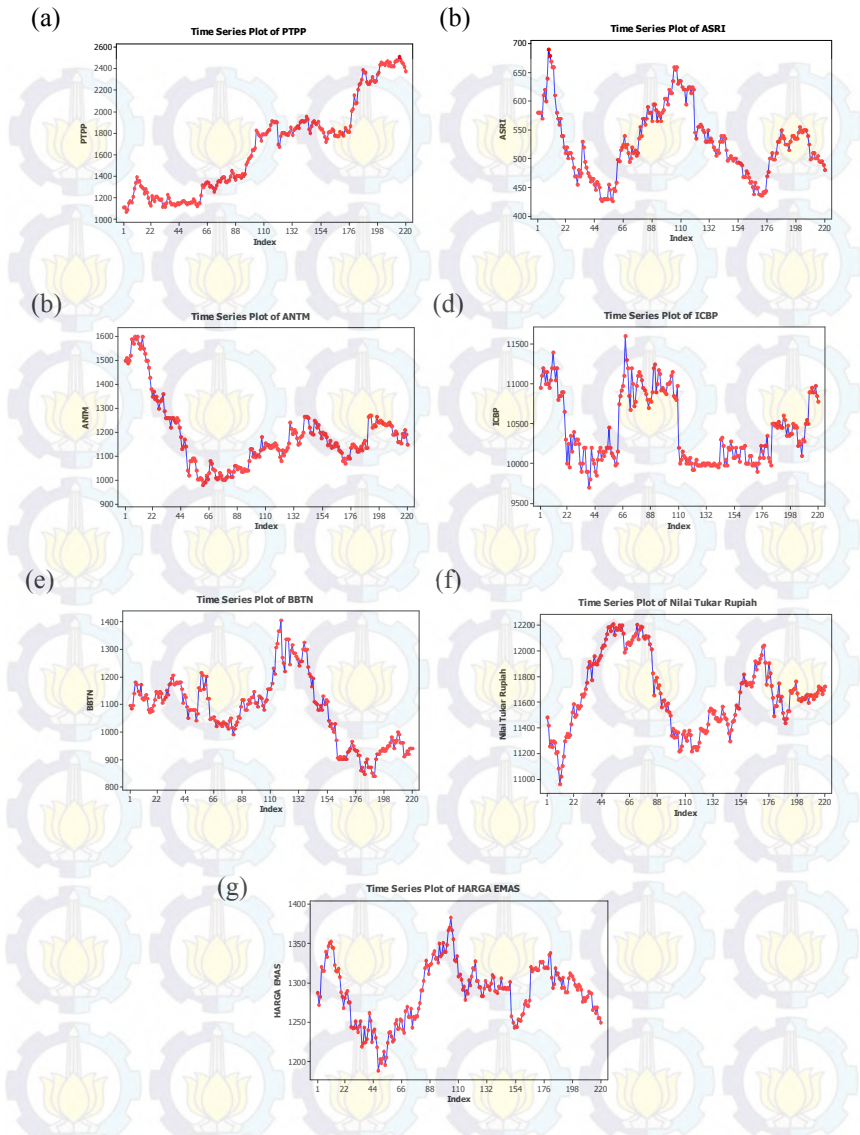
4.3 Pemodelan Saham Terpilih LQ45, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas dengan Pendekatan Univariat

Dalam pendekatan univariat, dilakukan analisis untuk masing-masing saham terpilih LQ45, nilai tukar rupiah, dan harga emas. Langkah pemodelan dilakukan dengan prosedur Box Jenkins untuk mendapatkan model ARIMA terbaik, untuk selanjutnya dilakukan peramalan. Sehingga akan didapatkan model dan hasil peramalan beberapa tahap ke depan. Sebelumnya dilakukan partisi data menjadi *in sample* dan *out sample*. Data *in sample* untuk menentukan model, sementara data *out sample* digunakan untuk peramalan. Dalam penelitian kali ini panjang data pengamatan ada 230 data, dipartisi menjadi dua, sebanyak 220 untuk data *in sample*, sementara sisanya untuk data *out sample*.

4.3.1 Identifikasi Model *Time Series*

Pertama kali yang harus dilakukan dalam prosedur Box Jenkins adalah identifikasi model ARIMA, yaitu pengujian stasioneritas dan penentuan order lag dari model AR dan MA. Untuk melihat kestasioneran data bisa secara visual dilihat dari plot *time series* dan plot ACF. Namun, apabila dikhawatirkan masih ragu, maka bisa dilihat secara inferensia yaitu dengan pengujian stasioneritas baik dalam varians maupun mean. Pengujian stasioneritas dalam varians dapat dilakukan dengan transformasi Box-Cox dan pengujian stasioneritas dalam mean dapat menggunakan uji Dickey Fuller.

Langkah pertama adalah melihat plot *time series*. Untuk plot *time series* disajikan di Gambar 4.8 sebagai berikut.



Gambar 4.8 Plot Times Series (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP (e) BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah dan (g) Harga Emas.

Dari Gambar 4.8 terlihat plot *time series* dari masing-masing data terlihat belum stasioner baik dalam varians maupun mean. Sehingga perlu dilakukan pengecekan stasioneritas. Untuk stasioneritas dalam varians hasilnya adalah sebagai berikut.

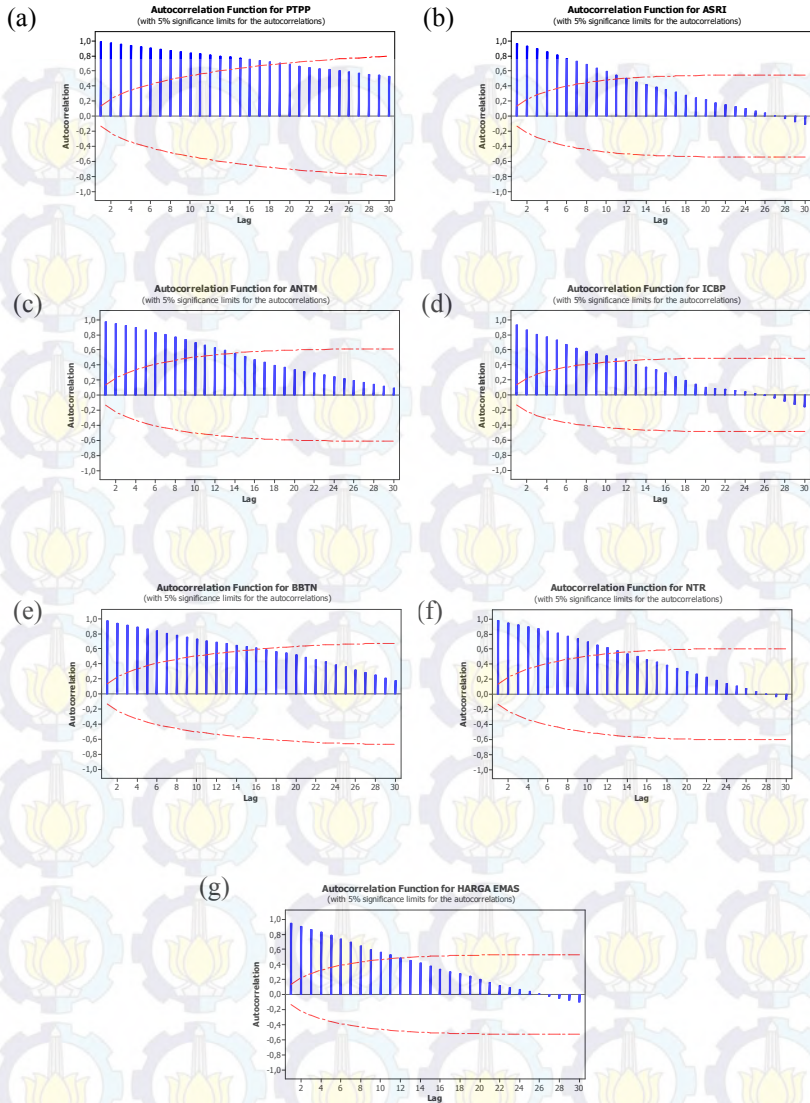
Tabel 4. 7 Hasil Pemeriksaan Stasioneritas dalam Varians

Variabel	Transformasi	Kesimpulan
PTPP	$Z_{3,t}$ (tidak ditransformasi)	Stasioner dalam varians
ASRI	$Z_{4,t}$ (distansformasi 0)	Sudah stasioner dalam varians
ANTM	$Z_{5,t}$ (distansformasi 0)	Sudah stasioner dalam varians
ICBP	$Z_{6,t}$ (ditransformasi 0)	Sudah stasioner dalam varians
BBTN	$Z_{7,t}$ (distansformasi 0)	Sudah stasioner dalam varians
NTR	$Z_{1,t}$ (tidak ditransformasi)	Stasioner dalam varians
Emas	$Z_{2,t}$ (tidak ditransformasi)	Stasioner dalam varians

Dari hasil pemeriksaan stasioneritas nilai tukar rupiah, harga emas, PTPP sudah stasioner dalam varians sehingga tidak dilakukan transformasi. Untuk ASRI, ANTM, ICBP, dan BBTN tidak stasioner dalam varians, sehingga perlu dilakukan transformasi. Sampai seluruh data sudah stasioner dalam varians. Selanjutnya adalah pengecekan stasioneritas dalam mean. Dengan melihat plot ACF dan PACF dan uji Dickey Fuller tes.

Tabel 4.8 Hasil Pengujian ADF tes

Variable	DF	Lag	p-value	Kesimpulan
PTPP	-2,885	6	0,4549	Data tidak stasioner
ASRI	-1,9937	6	0,5786	Data tidak stasioner
ANTM	-2,3629	6	0,4237	Data tidak stasioner
ICBP	-2,3171	6	0,4429	Data tidak stasioner
BBTN	-1,9886	6	0,5808	Data tidak stasioner
NTR	-1,8627	6	0,5640	Data tidak stasioner
Emas	-2,4939	6	0,3687	Data tidak stasioner

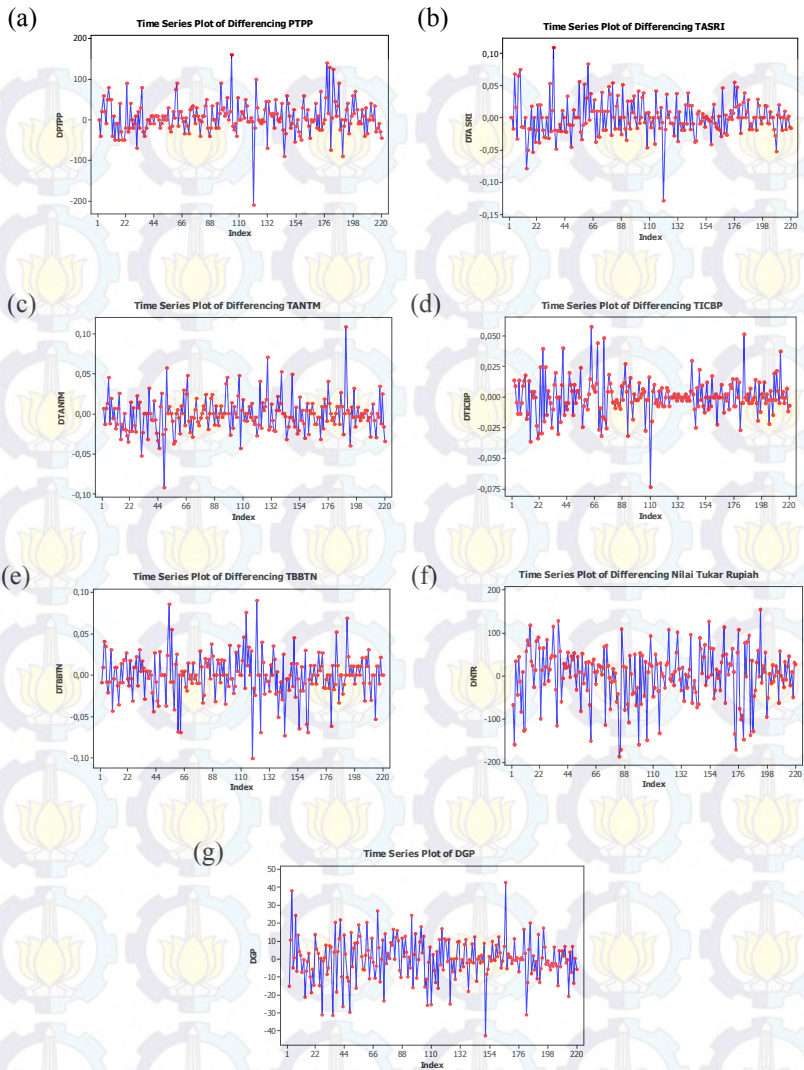


Gambar 4.9 Plot ACF (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP (e) BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah dan (g) Harga Emas

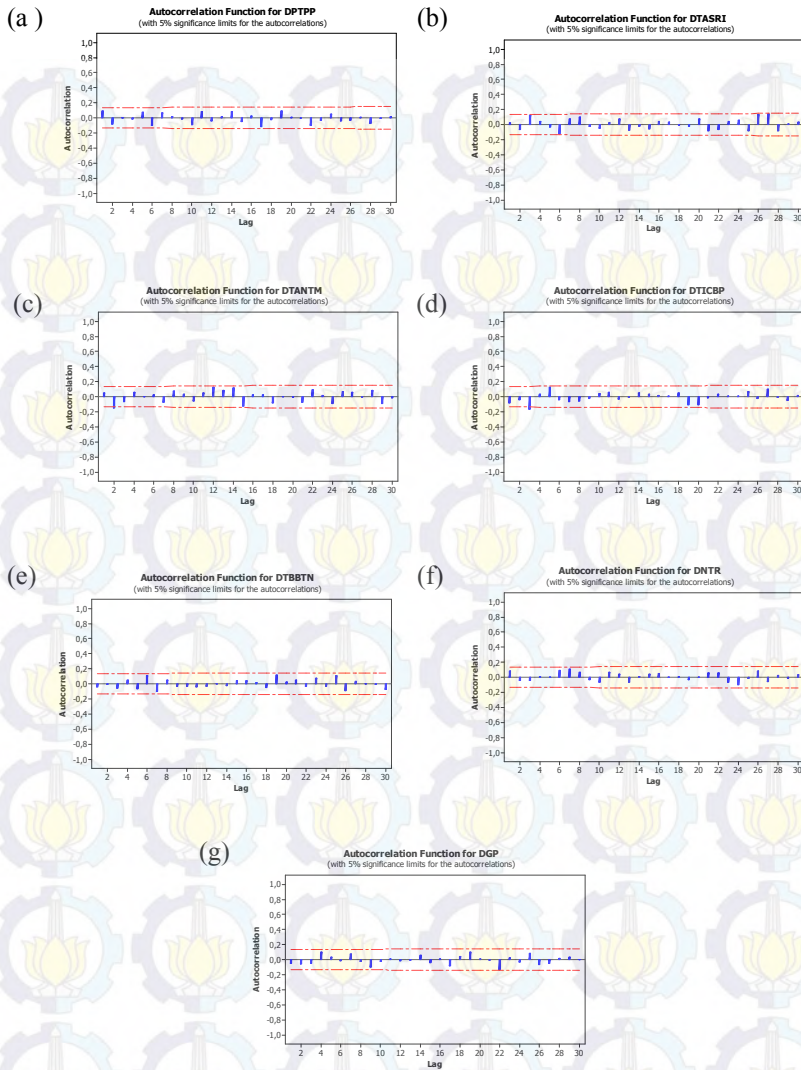
Berdasarkan plot ACF saham PTPP, saham ASRI, saham ANTM, saham ICBP, saham BBTN, nilai tukar rupiah, harga emas yang ditunjukkan pada Gambar 4.9 dapat dilihat bahwa plot ACF menunjukkan *dies down* dengan lambat dan banyak lag yang keluar dari batas hal tersebut mengindikasikan bahwa data tersebut tidak stasioner dalam mean. Untuk memperkuat dugaan, selanjutnya digunakan pengujian Augmented Dickey Fuller tes. Dan pada Tabel 4.8 hasil uji Dickey Fuller menunjukkan nilai Dickey Fuller. Lag optimum yang digunakan adalah bilangan bulat dari $\sqrt[3]{(n-1)}$, jika $n = 220$ maka lag optimum adalah 6. Untuk selanjutnya mencari batas lag dengan residual sudah tidak berkorelasi. Setelah dilakukan percobaan ternyata pada lag 2 residual sudah tidak berkorelasi. Berdasarkan hasil yang ditunjukkan oleh pengujian Dickey Fuller tes terlihat bahwa data harga saham PTPP, saham ASRI, saham ANTM, saham ICBP, saham BBTN, nilai tukar rupiah dan harga emas tidak stasioner dalam mean. Hasil ini sesuai dengan pengamatan secara visual sbelumnya yaitu melihat plot ACF, sehingga perlu dilakukan *differencing* pada lag 1 untuk membuat data stasioner dalam mean.

Gambar 4.10 menunjukkan plot data sudah stasioner baik dalam varians dan mean di semua data harga saham PTPP saham ASRI, saham ANTM, saham ICBP, saham BBTN, nilai tukar rupiah dan harga emas. Setelah data sudah stasioner langkah selajutnya adalah menentukan orde lag AR dan MA. Identifikasi ini dapat dilakukan dengan melihat plot dari ACF dan PACF data yang sudah stasioner. Dari ACF dan PACF data yang telah stasioner akan dapat diidentifikasi lag orde berapa yang sesuai untuk model ARIMA. ACF untuk mengidentifikasi orde lag dari model MA, sementara PACF untuk mengidentifikasi orde lag dari model AR. Gambar 4.6 menunjukkan plot ACF dan PACF data yang sudah stasioner baik dalam mean maupun varians.

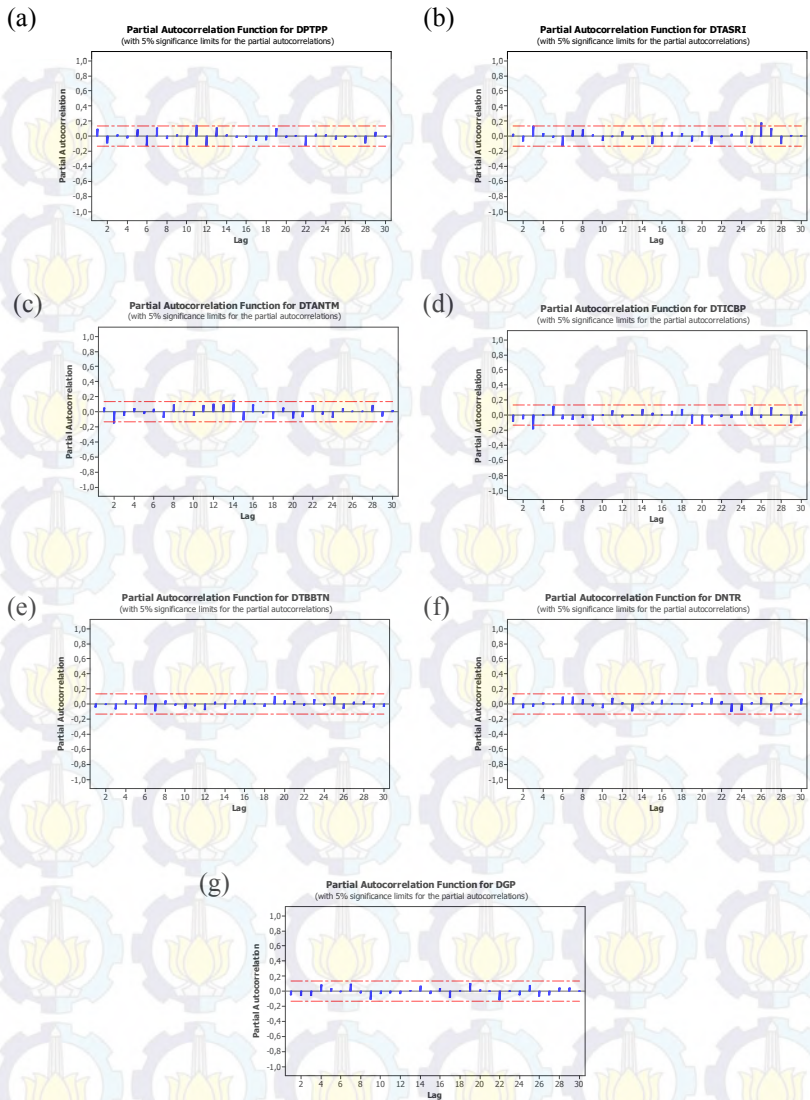




Gambar 4.10 Plot *Time Series Differencing lag 1* (a) PTPP (b) ASRI (d)ANTM (d) ICBP (e) BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah (g) Emas



Gambar 4.11 Plot ACF (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP
(e) BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah dan (g) Harga Emas



Gambar 4.12 Plot PACF (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP
(e) BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah dan (g) Harga Emas

Berdasarkan plot ACF dan PACF pada Gambar 4.11 dan 4.12 dari ketujuh data dilakukan penentuan lag order AR dan MA. Namun terlihat hampir keseluruhan data berada di dalam batas garis signifikansi yang berarti data telah *white noise*, sehingga dapat dikatakan modelnya adalah model *random walk*. Harga saham, nilai tukar rupiah mengikuti model *random walk* dan tidak stasioner (Gujarati, 2004). Sehingga model final masing-masing data adalah sebagai berikut.

Tabel 4. 9 Model ARIMA Saham Terpilih

Variabel	Model
PTPP	ARIMA(0,1,0)
ASRI	ARIMA(0,1,[3])
ANTM	ARIMA([2],1,0)
	ARIMA(0,1,[2])
ICBP	ARIMA([3],1,0)
BBTN	ARIMA(0,1,0)
NTR	ARIMA(0,1,0)
Emas	ARIMA(0,1,0)

4.3.2 Estimasi dan Pengujian Signifikansi Parameter

Setelah terpilih model berdasarkan pot ACF dan PACF data yang telah stasioner, selanjutnya dilakukan estimasi parameter. Estimasi parameter model ARIMA dilakukan dengan metode *conditional least square*. Dilanjutkan dengan pengujian signifikansi parameter menggunakan statistik uji *t*. Berikut adalah hasil estimasi parameter dari variabel.

Tabel 4. 10 Estimasi dan Signifikansi Paramater ARIMA

Variabel	Parameter	Esti- masi	Std. Residual	$t_{(ini)}$	<i>P-value</i>
ASRI	$\hat{\theta}_3$	-0,16502	0,0669	-2,50	0,0144
ANTM	$\hat{\theta}_2$	-0,16178	0,0673	-2,40	0,0171
	$\hat{\theta}_2$	0,14718	0,0673	2,19	0,0299
ICBP	$\hat{\phi}_3$	-0,17172	0,0668	2,57	0,0109

Berdasarkan estimasi dan uji signifikansi parameter ARIMA, yang memiliki estimasi parameter adalah ASRI, ANTM, dan ACBP, sementara untuk PTPP, BBTN, nilai tukar rupiah dan harga emas mengikuti model *random walk*. Dari Tabel 4.10 didapatkan nilai $|t|$ lebih besar daripada $t_{(0,25;220-p)}$ atau p -value lebih kecil daripada $\alpha = 0,05$ untuk saham ASRI, ANTM dan ICBP, sehingga dapat dikatakan bahwa semua parameter adalah signifikan pada taraf signifikansi 5%.

4.3.3 Pengujian Diagnostik

Pemeriksaan diagnostik dilakukan dengan menguji residual dari model. Residual diuji apakah memenuhi asumsi *white noise* dan berdistribusi normal. Uji asumsi *white noise* dilakukan dengan statistik uji Ljung-Box. Berikut adalah hasil pengujian *white noise*.

Tabel 4. 11 Pengujian Ljung-Box Residual *White Noise*

Variabel	Model	<i>p</i> -value hingga lag				
		6	12	18	24	30
PTPP	ARIMA(0,1,0)	0,3005	0,405	0,4506	0,451	0,6933
ASRI	ARIMA(0,1,[3])	0,4913	0,442	0,5396	0,5788	0,3495
ANTM	ARIMA([2],1,0)	0,7993	0,398	0,1253	0,1847	0,1787
	ARIMA(0,1,[2])	0,7455	0,3705	0,1299	0,1917	0,1977
ICBP	ARIMA([3],1,0)	0,2486	0,5825	0,8112	0,7415	0,7477
BBTN	ARIMA(0,1,0)	0,7235	0,842	0,9634	0,9563	0,8772
NTR	ARIMA(0,1,0)	0,6194	0,5559	0,8048	0,7831	0,8695
Emas	ARIMA(0,1,0)	0,6304	0,7590	0,8565	0,7345	0,7941

Berdasarkan pengujian Ljung-Box didapatkan bahwa nilai *p*-value lebih besar dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ sehingga dapat dikatakan bahwa residual telah memenuhi asumsi *white noise*.

Selanjutnya dilakukan pengujian normalitas pada residual dengan statistik uji Kolmogorov-Smirnov. Berikut ini adalah hasil pengujian normalitas.

Tabel 4. 12 Pengujian Normalitas Kolmogorov-Smirnov

Variabel	Model	Nilai KS	<i>P-value</i>
PTPP	ARIMA(0,1,0)	0,1110	<0,010
ASRI	ARIMA(0,1,[3])	0,0890	<0,010
ANTM	ARIMA([2],1,0)	0,0870	<0,010
	ARIMA(0,1,[2])	0,0840	<0,010
ICBP	ARIMA([3],1,0)	0,0890	<0,010
BBTN	ARIMA(0,1,0)	0,0860	<0,010
NTR	ARIMA(0,1,0)	0,0867	<0,010
Emas	ARIMA(0,1,0)	0,0678	0,0151

Pengujian normalitas dengan Kolmogorov-Smirov pada Tabel 4.12 menunjukkan bahwa nilai *p-value* lebih kecil dari taraf signifikan $\alpha = 0,05$ sehingga residual tidak berdistribusi normal. Hal ini menyebabkan asumsi belum terpenuhi. Ketika asumsi kenormalan belum terpenuhi, diduga residual memiliki *outlier* yang menyebabkan residual tidak normal. *Outlier* harus dideteksi untuk selanjutnya dimasukkan kedalam model, sehingga model ARIMA menjadi model ARIMAX dengan tambahan deteksi *outlier*. Berikut adalah hasil deteksi *outlier* untuk estimasi parameter untuk pengujian signifikansi parameter untuk tambahan *outlier* dalam model ARIMAX yang disajikan dalam Tabel 4.13.

Estimasi parameter model ARIMAX dan pengujian signifikansi parameternya pada Tabel 4.13 lanjutan menunjukkan nilai $t_{(hitung)} > t_{(0,025;220-p)}$ dan *p-value* secara keseluruhan lebih kecil dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$. Sehingga dapat dikatakan bahwa semua parameter signifikan. Untuk selanjutnya dilakukan pengujian kembali untuk normalitas dari residual dengan pengujian Kolmogorov-Smirnov. Hasilnya ditampilkan sebagai berikut

Tabel 4. 13 Estimasi Parameter dan Pengujian Model ARIMAX

Variabel	Parameter	Estimasi	Std.		Pvalue
			Residual	$t_{(hit)}$	
PTPP	$\hat{\omega}_{LS,121}$	-210	28,18662	-7,45	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,104}$	160	28,18662	5,68	<,0001
	$\hat{\omega}_{AO,180}$	102,5	19,93095	5,14	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,178}$	140	28,18662	4,97	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,183}$	125	28,18662	4,43	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,123}$	100	28,18662	3,55	0,0005
	$\hat{\omega}_{LS,23}$	90	28,18662	3,19	0,0016
	$\hat{\omega}_{LS,62}$	90	28,18662	3,19	0,0016
	$\hat{\omega}_{LS,96}$	90	28,18662	3,19	0,0016
	$\hat{\omega}_{LS,145}$	-90	28,18662	-3,19	0,0016
	$\hat{\omega}_{LS,187}$	90	28,18662	3,19	0,0016
	$\hat{\omega}_{LS,190}$	-90	28,18662	-3,19	0,0016
	$\hat{\omega}_{AO,131}$	57,5	19,93095	2,88	0,0043
	$\hat{\omega}_{LS,9}$	80	28,18662	2,84	0,005
	$\hat{\omega}_{LS,35}$	80	28,18662	2,84	0,005
ICBP	$\hat{\phi}_3$	-0,36988	0,06771	-5,46	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,110}$	-0,07076	0,01005	-7,04	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,63}$	0,05567	0,01006	5,53	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,72}$	-0,02353	0,01033	-2,28	0,0237
	$\hat{\omega}_{AO,184}$	0,02324	0,007127	3,26	0,0013
	$\hat{\omega}_{AO,73}$	0,0345	0,007131	4,84	<,0001

Tabel 4.13 (lanjutan 1)

Variabel	Parameter	Estimasi	Std. Residual	$t_{(hit)}$	P -value
ICBP	$\hat{\omega}_{AO,68}$	0,02916	0,007302	3,99	<,0001
	$\hat{\omega}_{AO,24}$	-0,02334	0,007325	-3,19	0,0017
	$\hat{\omega}_{AO,41}$	0,02992	0,007123	4,20	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,213}$	0,04295	0,01011	4,25	<,0001
	$\hat{\omega}_{AO,14}$	0,02994	0,007164	4,18	<,0001
	$\hat{\omega}_{AO,55}$	0,02422	0,007102	3,41	0,0008
	$\hat{\omega}_{LS,90}$	0,03315	0,01005	3,30	0,0012
	$\hat{\omega}_{LS,21}$	-0,03399	0,01032	-3,29	0,0012
	$\hat{\omega}_{LS,92}$	-0,02931	0,01006	-2,91	0,004
	$\hat{\omega}_{LS,192}$	0,06899	0,02146	3,21	0,0015
	$\hat{\omega}_{LS,54}$	0,08545	0,02146	3,98	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,119}$	-0,10102	0,02146	-4,71	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,122}$	0,09008	0,02146	4,20	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,162}$	-0,06937	0,02146	-3,23	0,0014
BBTN	$\hat{\omega}_{LS,63}$	-0,06931	0,02146	-3,23	0,0014
	$\hat{\omega}_{LS,180}$	-0,06199	0,02146	-2,89	0,0043
	$\hat{\omega}_{LS,144}$	-0,07378	0,02146	-3,44	0,0007
	$\hat{\omega}_{AO,160}$	0,04478	0,01518	2,95	0,0035
	$\hat{\omega}_{LS,155}$	-0,06514	0,02146	-3,04	0,0027
NTR	$\hat{\omega}_{AO,85}$	-140	37,69025	-3,71	0,0003
	$\hat{\omega}_{LS,84}$	-186	53,30206	-3,49	0,0006

Tabel 4. 13 (Lanjutan 2)

Variabel	Parameter	Estimasi	Std. Residual	$t_{(hit)}$	Pvalue
NTR	$\hat{\omega}_{AO,36}$	-122	37,69025	-3,24	0,0014
	$\hat{\omega}_{LS,174}$	-170	53,30206	-3,19	0,0016
	$\hat{\omega}_{AO,184}$	116	37,69025	3,08	0,0024
	$\hat{\omega}_{LS,3}$	-159	53,30206	-2,98	0,0032
	$\hat{\omega}_{AO,180}$	-112	37,69025	-2,97	0,0033
	$\hat{\omega}_{LS,99}$	-158	53,30206	-2,96	0,0034
	$\hat{\omega}_{LS,193}$	155	53,30206	2,91	0,004
	$\hat{\omega}_{LS,62}$	-149	53,30206	-2,80	0,0057
	$\hat{\omega}_{LS,151}$	-43,031	10,25613	-4,20	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,166}$	42,583	10,25613	4,15	<,0001
	$\hat{\omega}_{LS,4}$	37,88	10,25613	3,69	0,0003
	$\hat{\omega}_{AO,35}$	-17,53	7,25218	-2,42	0,0165
	$\hat{\omega}_{LS,48}$	-29,81	10,25613	-2,91	0,004
	$\hat{\omega}_{LS,27}$	-31,35	10,25613	-3,06	0,0025
	$\hat{\omega}_{LS,182}$	-31,34	10,25613	-3,06	0,0025
Harga Emas					

Tabel 4. 14 Pengujian Normalitas Residual Model ARIMAX

Variabel	Model	Nilai KS	<i>P-value</i>
PTPP	ARIMAX(0,1,0)	0,1071	<0,010
ASRI	ARIMAX(0,1,[3])	0,8990	<0,010
ANTM	ARIMAX([2],1,0)	0,0870	<0,010
	ARIMAX(0,1,[2])	0,0840	<0,010
ICBP	ARIMAX([3],1,0)	0,0574	0,0784
BBTN	ARIMAX(0,1,0)	0,1107	<0,010
NTR	ARIMAX(0,1,0)	0,0756	<0,010
Emas	ARIMAX(0,1,0)	0,0583	0,0700

Tabel 4.14 untuk pengujian normalitas residual untuk model ARIMAX menunjukkan bahwa hanya saham ICBP dan harga emas yang tidaknormal pada residual dengan deteksi *outlier* mampu diatasi. Sementara untuk residual PTPP, BBTN, dan nilai tukar rupiah belum mampu teratasi dengan deteksi *outlier*. Hal tersebut terjadi dikarenakan nilai residual terlalu fit yaitu sangat banyak memiliki nilai residual yang bernilai nol sehingga menyebabkan nilai kurtosis menjadi sangat tinggi yang membuat residual tidak dapat normal dan tidak mampu teratasi oleh deteksi *outlier*. Begitu pula untuk saham ASRI dan ANTM, namun karena model setelah dideteksi *outlier* menjadi tidak signifikan estimasi parameternya, maka untuk ASRI dan ANTM tetap menggunakan model ARIMA. Untuk kepentingan peramalan uji asumsi dan signifikansi dapat diabaikan dengan catatan akan menghasilkan prediksi dengan residual yang kecil (Kostenko dan Hyndman, 2008)

Model matematis yang didapatkan dapat disajikan sebagai berikut, dengan Z_t adalah model transformasi dengan $Z_t = \ln Y_t$.

$Y_{1,t}$ adalah harga saham PTPP pada waktu ke- t , model yang terbentuk adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned}
 Y_{1,t} = & Y_{t-1} + a_{1,t} + 80S_t^{(9)} + 90S_t^{(23)} + 80S_t^{(35)} + 90S_t^{(62)} + 90S_t^{(96)} \\
 & + 160S_t^{(104)} - 210S_t^{(121)} + 100S_t^{(123)} + 57,5I_t^{(131)} - 90S_t^{(145)} \\
 & + 140S_t^{(178)} + 102,5I_t^{(180)} + 125S_t^{(183)} + 90S_t^{(187)} - 90S_t^{(190)},
 \end{aligned}$$

$Z_{2,t}$ adalah harga saham ASRI pada waktu ke- t , dan dengan transformasi yaitu $Z_{2,t} = \ln Y_{2,t}$. Model yang terbentuk adalah sebagai berikut

$$Z_{2,t} = Z_{2,t-1} + a_{2,t} + 0,16792a_{2,t-3},$$

$Z_{3,t}$ adalah harga saham ANTM pada waktu ke- t , dengan transformasi yaitu $Z_{3,t} = \ln Y_{3,t}$. Model yang terbentuk adalah sebagai berikut,

model *tentative 1*

$$Z_{3,t} = Z_{3,t-1} + 0,15028(Z_{3,t-2} - Z_{3,t-3}) + a_{3,t},$$

model *tentative 2*

$$Z_{3,t} = Z_{3,t-1} + a_{3,t} - 0,13483a_{3,t-2}.$$

$Z_{4,t}$ adalah harga saham ICBP pada waktu ke- t , dengan transformasi yaitu $Z_{4,t} = \ln Y_{4,t}$. Model yang terbentuk adalah sebagai berikut,

$$\begin{aligned} Z_{4,t} = & Z_{4,t-1} + 0,36988(Z_{4,t-2} - Z_{4,t-3}) + a_{4,t} + 0,2994I_t^{(14)} - 0,03399S_t^{(21)} \\ & - 0,02334I_t^{(24)} + 0,02992I_t^{(41)} + 0,02422I_t^{(55)} - 0,02353S_t^{(72)} + 0,03450I_t^{(73)} \\ & - 0,07076S_t^{(110)} + 0,05567S_t^{(63)} + 0,02916I_t^{(68)} + 0,03315S_t^{(90)} - 0,02931S_t^{(92)} \\ & + 0,02324I_t^{(184)} + 0,04295S_t^{(213)}, \end{aligned}$$

$Z_{5,t}$ adalah harga saham BBTN pada waktu ke- t , dengan transformasi yaitu $Z_{5,t} = \ln Y_{5,t}$. Model yang terbentuk adalah sebagai berikut,

$$\begin{aligned} Z_{5,t} = & Z_{5,t-1} + a_{5,t} + 0,08545S_t^{(54)} - 0,06931S_t^{(63)} - 0,10102S_t^{(119)} \\ & + 0,09008S_t^{(122)} + 0,07378S_t^{(144)} - 0,06514S_t^{(155)} + 0,04478I_t^{(160)} \\ & - 0,06937S_t^{(162)} - 0,06199S_t^{(180)} + 0,06899S_t^{(192)}, \end{aligned}$$

$Y_{6,t}$ adalah nilai tukar rupiah pada waktu ke- t , model yang terbentuk adalah sebagai berikut

$$Y_{6,t} = Y_{6,t-1} + a_{6,t} - 159S_t^{(3)} - 0,122I_t^{(36)} - 149S_t^{(62)} - 186S_t^{(84)} - 140I_t^{(85)} \\ - 158S_t^{(99)} - 170S_t^{(174)} - 112I_t^{(180)} + 0,116I_t^{(184)} + 155S_t^{(193)}$$

$Y_{7,t}$ adalah harga emas pada waktu ke- t , model yang terbentuk adalah sebagai berikut

$$Y_{7,t} = Y_{7,t-1} + a_{7,t} + 37,88S_t^{(4)} - 31,35I_t^{(27)} - 17,53I_t^{(35)} - 29,81S_t^{(48)} \\ - 43,03I_t^{(151)} + 42,583S_t^{(166)} - 31,34I_t^{(182)}$$

4.3.4 Peramalan Data *Out of Sample*

Setelah mendapatkan model ARIMA, langkah selanjutnya yang dilakukan adalah melakukan permalan untuk beberapa tahap ke depan. Metode yang digunakan untuk permalan adalah metode *l-step forecast*. Kemudian residual yang didapatkan akan dihitung nilai RMSE dan MAPE dari masing-masing model. Setiap model yang ada akan dievaluasi berdasarkan nilai RMSE dan MAPE yang paling kecil. Berikut ini adalah nilai RMSE dan MAPE dari masing-masing model ARIMA saham terpilih, nilai tukar rupiah, dan harga emas untuk tahap *1-step forecast* sampai dengan *10-step forecast* secara iteratif. Dilakukan sebanyak *10-step forecast* sesuai dengan banyaknya data *out of sample* yang digunakan.

Hasil perhitungan RMSE pada Tabel 4.15 menunjukkan perhitungan RMSE. Untuk model ANTM yang memiliki 2 model *tentative* terlihat yang memiliki RMSE lebih kecil adalah model ARIMA(0,1,[2]), sehingga untuk peramalan data *out of sample* akan menggunakan model tersebut.

Tabel 4.15 juga menunjukkan bahwa paling kecil adalah untuk *1-step forecast* kemudian naik turun RMSE semakin bertambah sesuai dengan banyaknya tambahan ramalan yang digunakan, sampai RMSE paling besar adalah untuk *10-step forecast*. Hal ini juga didukung oleh plot RMSE pada Gambar 4.13 plot dari hasil perhitungan RMSE untuk lebih memperjelas pergerakan nilai RMSE secara iteratif pertahap sesuai dengan jumlah data *out sample*. Dari

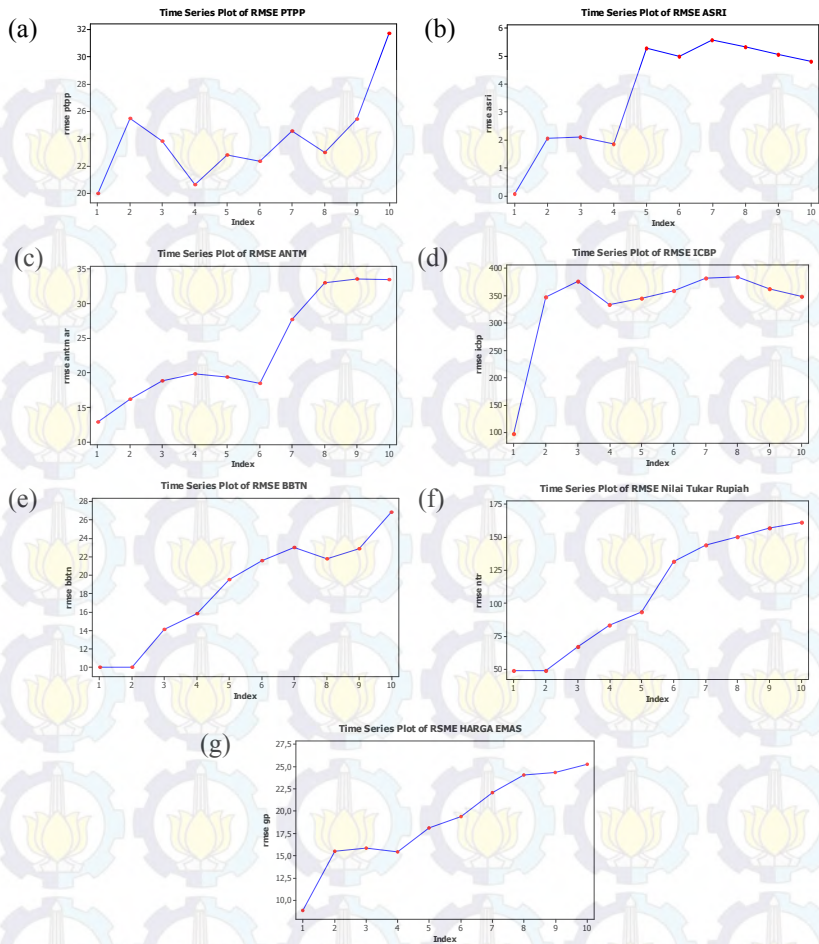
plot terlihat bahwa walaupun pergerakannya berfluktuatif, namun nilai RMSE memiliki tren naik sampai dengan *10-step forecast*. Semakin banyak tahapan peramalan yang digunakan, maka nilai RMSE semakin besar. Oleh karena itu untuk selanjutnya akan dilakukan peramalan dengan menggunakan *1-step forecast* untuk meramalkan data *out of sample* sampai 10 tahap kedepan secara bertahap dan menggunakan *10-step forecast* untuk meramalkan data *out of sample* sampai 10 tahap kedepan langsung 10 tahap kedepan, kemudian membandingkan hasil ramalan keduanya. Hal ini juga terlihat pada hasil dari perhitungan MAPE di Tabel 4.16 dan plot secara iteratif pada Gambar 4.14.

Tabel 4. 15 Hasil Perhitungan RMSE

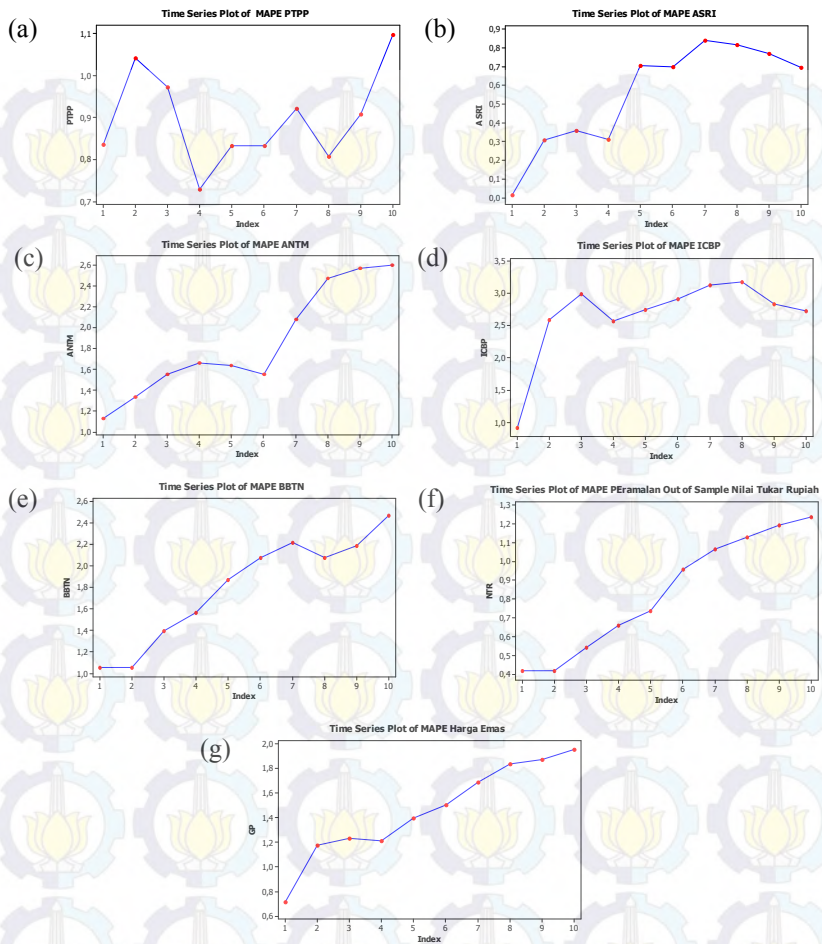
Tahap	RMSE							
	PTPP	ASRI	ANTM1	ANTM2	ICBP	BBTN	NTR	Emas
1	20,000	0,064	12,859	12,859	97,194	9,981	49,000	8,853
2	25,495	2,049	16,146	15,410	347,335	9,981	49,000	15,519
3	23,805	2,098	18,879	18,124	376,299	14,124	66,960	15,861
4	20,616	1,861	19,840	19,339	333,706	15,793	83,443	15,456
5	22,804	5,275	19,412	19,003	344,792	19,476	93,248	18,152
6	22,361	4,988	18,465	18,093	358,560	21,585	131,963	19,402
7	24,568	5,560	27,713	27,468	381,989	22,973	144,068	22,124
8	22,981	5,322	32,990	32,785	383,451	21,777	150,420	24,059
9	25,441	5,054	33,548	33,353	361,552	22,835	157,278	24,327
10	31,702	4,795	33,465	33,278	348,119	26,816	161,206	25,289

Tabel 4. 16 Hasil Perhitungan MAPE

Tahap	MAPE						
	PTPP	ASRI	ANTM	ICBP	BBTN	NTR	GP
1	0,8351	0,0133	1,1280	0,9126	1,0506	0,4162	0,7135
2	1,0412	0,3066	1,3357	2,5915	1,0506	0,4162	1,1734
3	0,9725	0,3563	1,5541	2,9970	1,3942	0,5399	1,2289
4	0,7294	0,3095	1,6632	2,5750	1,5660	0,6582	1,2085
5	0,8330	0,7044	1,6393	2,7492	1,8710	0,7376	1,3968
6	0,8333	0,6974	1,5494	2,9156	2,0743	0,9586	1,5004
7	0,9218	0,8380	2,0760	3,1313	2,2195	1,0636	1,6877
8	0,8065	0,8161	2,4710	3,1791	2,0734	1,1290	1,8338
9	0,9073	0,7675	2,5694	2,8404	2,1864	1,1936	1,8696
10	1,0979	0,6948	2,6022	2,7274	2,4727	1,2362	1,9513



Gambar 4. 13 RMSE (a) PTPP, (b) ASRI, (c) ANTM, (d) ICBP, (e) BBTN, (f) Nilai Tukar Rupiah, (g) Harga Emas

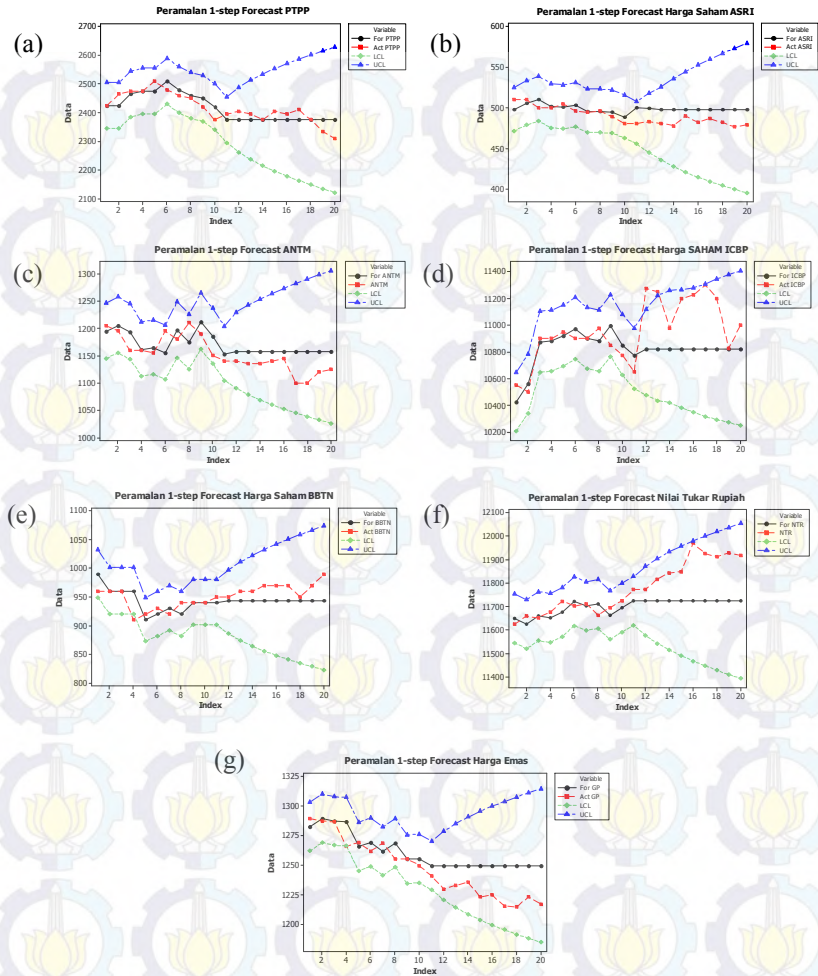


Gambar 4. 14 MAPE (a) PTPP, (b) ASRI, (c) ANTM, (d) ICBP, (e) BBTN, (f) Nilai Tukar Rupiah, (g) Harga Emas

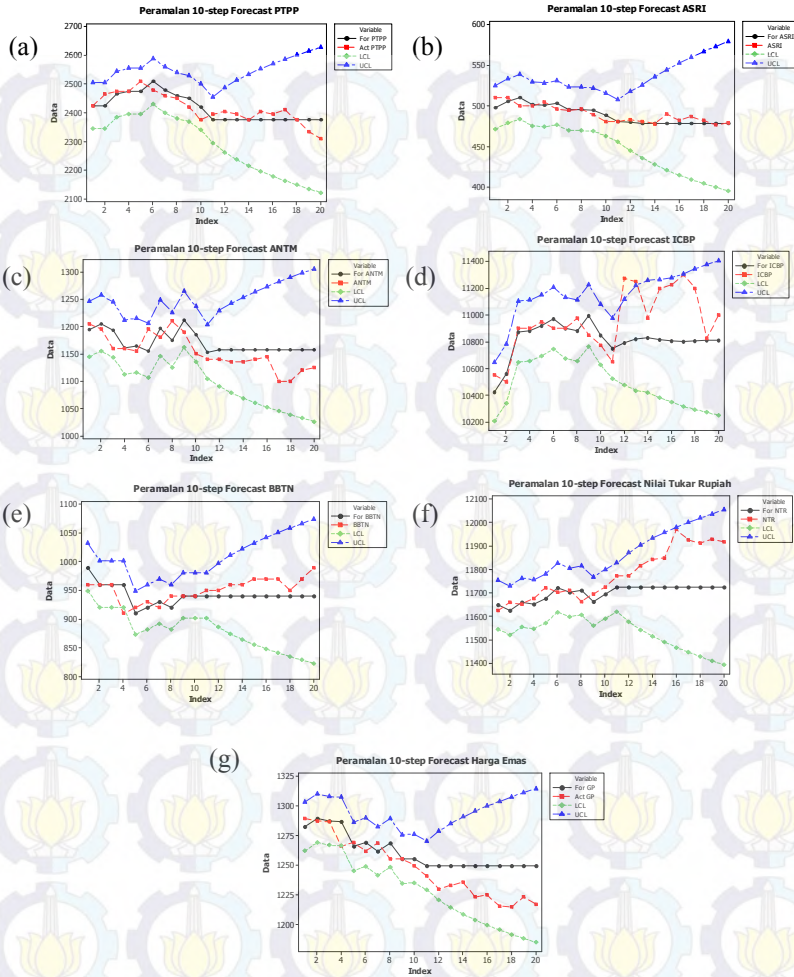
Peramalan yang dihasilkan dari *1-step forecast* dan *10-step forecast* adalah ramalan titik. Untuk selanjutnya dibandingkan juga dengan ramalan interval, sehingga akan diketahui pergerakan ramalan titik dan ramalan intervalnya dan apakah ramalan titik tersebut berada di dalam batas ramalan interval. Setelah dilakukan peramalan dengan menggunakan *1-step forecast* dan *10-step forecast*, didapatkan plot hasil peramalan yang ditampilkan pada Gambar 4.15 dan Gambar 4.16.

Dari gambar terlihat tidak banyak menunjukkan perbedaan baik untuk ramalan titik dan ramalan intervalnya. Untuk ramalan interval semakin banyak tahap peramalan, ramalan intervalnya semakin membesar. Secara visual seluruh ramalan titik berada pada ramalan intervalnya. Hanya saham ICBP yang data aktualnya ada yang keluar dari batas ramalan interval, namun hasil ramalan titiknya masih berada dalam ramalan interval, karena RMSE dan MAPE dari saham ICBP adalah yang paling besar daripada saham yang lain. Sedangkan untuk model terbaik adalah saham ASRI, karena hasil peramalannya memiliki RMSE dan MAPE yang paling kecil. Hal ini didukung dengan gambar 4.15 (b) dan 4.16 (b) hasil ramalan titik yang mendekati data aktualnya dan ramalan titiknya berada di dalam batas ramalan interval.

Dari hasil ramalannya, saham PTPP, saham ASRI, saham ANTM, saham ICBP, saham BBTN, nilai tukar rupiah serta harga emas nilainya cenderung sama sehingga seperti membentuk garis lurus, baik *1-step forecast* maupun *10-step forecast*. Hal ini dimungkinkan terjadi dikarenakan model saham terpilih PTPP, ASRI, ANTM, ICBP, BBTN, nilai tukar rupiah dan harga emas yang terpilih hampir seluruhnya mengikuti model *random walk* seperti yang telah dibahas di subab 4.3.1.



Gambar 4. 15 Peramalan 1-step forecast (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP (e) BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah (g) Harga Emas



Gambar 4. 16 Peramalan 10-step forecast (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP (e) BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah (g) Harga Emas

4.4 Pemodelan Saham Terpilih LQ45, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas dengan Pendekatan Multivariat

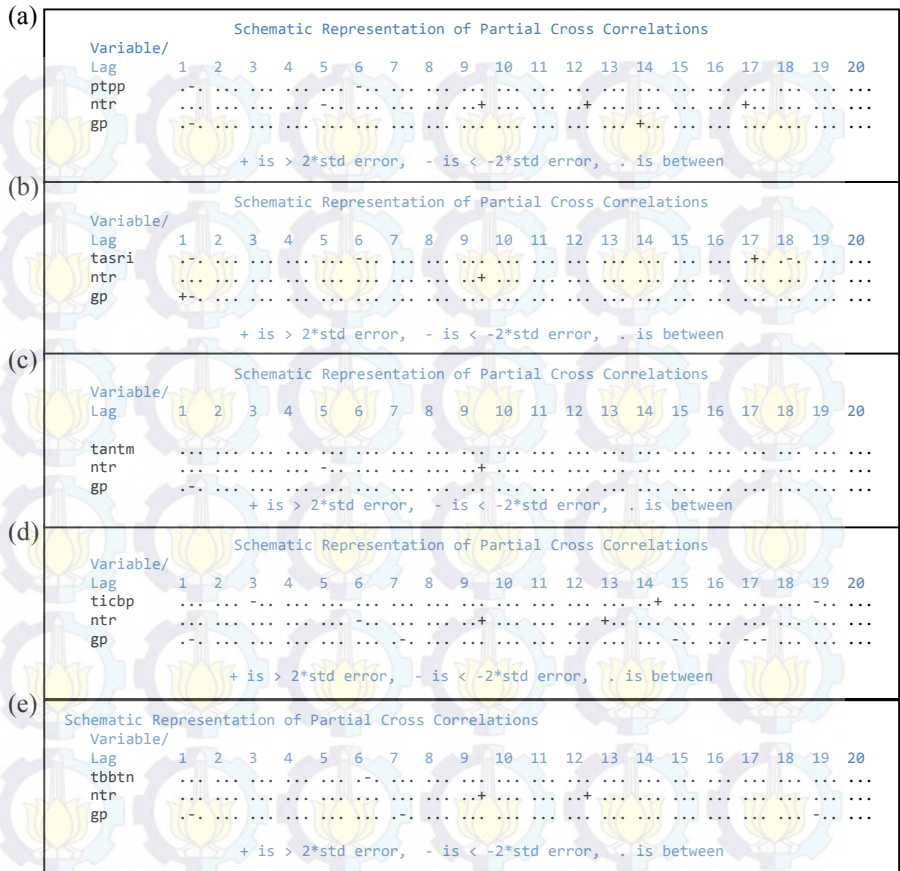
Analisis selanjutnya adalah pemodelan dengan pendekatan multivariat *time series* dengan metode VAR (*Vector Autoregressive*). Dalam analisis faktor didapatkan lima faktor baru yang masing-masing dari faktor telah terpilih saham yang paling mewakili berdasarkan faktor *loading* yang paling tinggi. Dari masing-masing saham terpilih tersebut akan dimodelkan secara *multivariate time series* dengan nilai tukar rupiah dan harga emas, sehingga nantinya akan didapatkan lima model VAR. Melalui metode VAR ini nantinya dapat diketahui hubungan diantara variabel.

4.4.1 Identifikasi Model

Langkah pertama yang harus dilakukan dalam menganalisis dengan metode VAR adalah mengecek kestasioneritasan data. Langkah yang sama sebelumnya telah dilakukan di Subab 4.3.1 yaitu dengan melakukan transformasi dan *differencing*. Karena ini adalah pendekatan multivariat *time series*, perlakuan dalam membuat data stasioner harus sama untuk variabel yang akan digunakan bersama sama.

Setelah data stasioner langkah selanjutnya adalah identifikasi model. Identifikasi model dapat dilakukan dengan melihat plot MPACF dari masing-masing lima saham terpilih bersama nilai tukar rupiah dan harga emas.

Pada Gambar 4.17 dari plot MPACF data yang telah dilakukan *differencing* dapat terlihat diidentifikasi lag order untuk model. Dari kelima plot MPACF dari masing-masing saham terpilih, terlihat ada nilai yang keluar di lag 1, dapat berupa tanda negatif (-), positif (+), ataupun keduanya. Hal ini menunjukkan bahwa model dugaan adalah VARIMA(1,1,0). Dugaan ini didukung dengan nilai *minimum information criterion* di lampiran 40 paling kecil adalah berada di AR (1) dan MA (0) untuk semua saham terpilih.



Gambar 4. 17 Plot MACF Saham Terpilih Dengan Nilai Tukar Rupiah dan Harga Emas (a) PTPP (b) ASRI (c) ATNM (d) ICBP (e) BBTN

4.4.2 Estimasi Parameter dan Uji Signifikansi

Setelah mendapat model dugaan VARIMA(1,1,0) dilanjutkan dengan melakukan estimasi parameter menggunakan *conditional least square*. Didapatkan masing masing saham terpilih dalam lima model memiliki sembilan estimasi parameter. Misalnya model saham terpilih pertama antara saham PTPP dengan nilai tukar rupiah dan harga emas memiliki sembilan estimasi parameter. Walaupun demikian tidak semua estimasi parameter signifikan setelah dilakukan pengujian pada taraf signifikan oleh karena itu perlu dilakukan *restrict*. *Restrict* adalah menghilangkan estimasi parameter yang tidak signifikan didalam model, sampai didapatkan estimasi parameter yang signifikan. Estimasi parameter signifikan apabila nilai *p-value* kurang dari $\alpha = 0,1$.

Tabel 4. 17 Hasil Estimasi dan Pengujian Signifikansi Parameter Model VARIMA (1,1,0)

Model VAR ke-	Parameter	Estimasi	Std Error	$t_{(hit)}$	<i>P-value</i>
1	$\hat{\phi}_{11}^1$	0,1167	0,0677	1,72	0,0862
	$\hat{\phi}_{21}^1$	-0,43997	0,09788	-4,49	0,0001
	$\hat{\phi}_{23}^1$	-0,97429	0,32721	-2,98	0,0032
2	$\hat{\phi}_{13}^1$	0,50117	0,20201	2,48	0,0139
	$\hat{\phi}_{21}^1$	-0,04428	0,01215	-3,64	0,0003
	$\hat{\phi}_{23}^1$	-0,1242	0,03766	-3,3	0,0011
3	$\hat{\phi}_{13}^1$	0,27877	0,14807	1,88	0,0611
	$\hat{\phi}_{23}^1$	-1,1057	0,35031	-3,16	0,0018
4	$\hat{\phi}_{13}^1$	0,18615	0,11216	1,66	0,0984
	$\hat{\phi}_{21}^1$	-0,03866	0,02285	-1,69	0,0922
	$\hat{\phi}_{23}^1$	-0,11987	0,03859	-3,11	0,0021
5	$\hat{\phi}_{23}^1$	-0,11861	0,03859	-3,07	0,0024

Tabel 4.17 pengujian estimasi parameter menunjukkan bahwa keseluruhan estimasi parameter kelima model VARIMA(1,1,0) pada masing-masing saham terpilih memiliki nilai p -value yang kurang dari taraf signifikan $\alpha = 0,1$ sehingga keseluruhannya estimasi parameternya signifikan.

4.4.3 Pemeriksaan Diagnostik

Setelah didapatkan estimasi parameter dilanjutkan dengan pemeriksaan diagnostik seperti pada pendekatan univariat yaitu menguji residual apakah sudah memenuhi asumsi *white noise* dan normal multivariat. Asumsi *white noise* menggunakan uji Portmanteau tes. Dari pengujian Portmanteau pada Tabel 4.18 didapatkan bahwa hampir keseluruhan residual pada kelima model VARIMA(1,1,0) pada masing-masing saham terpilih memiliki nilai p -value yang lebih dari taraf signifikan $\alpha = 0,1$ sehingga sudah memenuhi asumsi residual *white noise*.

Selanjutnya adalah pengujian asumsi normal multivariat pada residual dengan menggunakan pengujian Shapiro Wilk. Berdasarkan pengujian normalitas Shapiro Wilk pada Tabel 4.18 didapatkan bahwa residual semua model menunjukkan tidak memenuhi asumsi distribusi normal multivariat karena nilai pada kelima model VARIMA(1,1,0) pada masing-masing saham terpilih memiliki nilai p -value yang kecil dari taraf signifikan $\alpha = 0,1$. Hal ini dimungkinkan terjadi karena pada pendekatan univariat menggunakan ARIMA pada subab 4.3.3, asumsi residual berdistribusi normal juga belum dapat terpenuhi karena nilai kurtosis yang sangat tinggi yang menyebabkan residual tidak bisa berdistribusi normal. Sehingga pada saat dilakukan pendekatan multivariat dengan VAR, residual juga belum bisa memenuhi asumsi distribusi normal multivariat.

Tabel 4. 18 Hasil Pengujian Portmanteau

Model VAR ke-	lag	DF	chi square	P-value
1	2	9	18,22	0,0327
	3	18	21,02	0,2782
	5	36	36,36	0,4519
	6	45	46,75	0,4002
	10	81	84,72	0,3668
	15	126	123,51	0,5461
2	2	9	12,02	0,1215
	3	18	22,81	0,1980
	5	36	38,53	0,3557
	6	45	52,58	0,2040
	10	81	85,65	0,3407
	15	126	122,59	0,5694
3	2	9	16,61	0,0551
	3	18	23,71	0,1648
	5	36	41,49	0,2472
	6	45	50,3	0,2717
	10	81	87,55	0,2900
	15	126	29,87	0,3885
4	2	9	13,51	0,1409
	3	18	23,7	0,1651
	5	36	34,59	0,5359
	6	45	46,77	0,3996
	10	81	81,66	0,4585
	15	126	136,53	0,2459
5	2	9	14,53	0,1048
	3	18	20,23	0,3200
	5	36	33,27	0,5991
	6	45	45,75	0,4410
	10	81	81,12	0,4752
	15	126	125,36	0,4994

Tabel 4. 19 Pengujian Normalitas Shapiro Wilk

Model	W	P-value
1	0,9410	<0,0010
2	0,9596	<0,0010
3	0,9432	<0,0010
4	0,9308	<0,0010
5	0,9785	<0,0010

Model VARIMA(1,1,0) dapat ditulis secara matematis, dengan $Z_{m,t}$ adalah data transformasi $Z_{m,t} = \ln Y_{m,t}$ dan * menunjukkan *diffrencing*.

$Y_{1,t}$ adalah harga saham PTPP, $Y_{6,t}$ adalah nilai tukar rupiah, dan $Y_{7,t}$ adalah harga emas, model 1 VARIMA(1,1,0)

$$\begin{bmatrix} Y_{1,t}^* \\ Y_{6,t}^* \\ Y_{7,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,11670 & 0 & 0 \\ -0,43997 & 0 & -0,97429 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-1}^* \\ Y_{6,t-1}^* \\ Y_{7,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1,t} \\ a_{6,t} \\ a_{7,t} \end{bmatrix}$$

Sehingga persamaan menjadi sebagai berikut,

$$Y_{1,t}^* = 0,1167Y_{1,t-1}^* + a_{1,t}$$

$$Y_{1,t} - Y_{1,t-1} = 0,1167(Y_{1,t-1} - Y_{1,t-2}) + a_{1,t}$$

$$Y_{6,t}^* = -0,43997Y_{1,t-1}^* - 0,97429Y_{6,t-1}^* + a_{6,t}$$

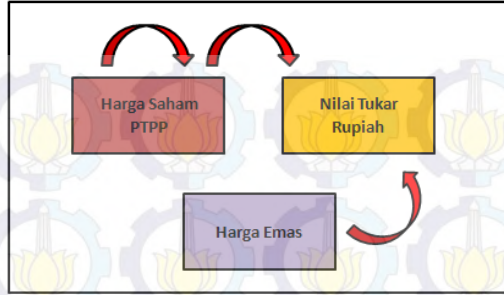
$$Y_{6,t} - Y_{6,t-1} = -0,43997(Y_{1,t-1} - Y_{1,t-2}) - 0,97429(Y_{6,t-1} - Y_{6,t-2}) + a_{6,t}$$

$$Y_{7,t}^* = a_{7,t}$$

$$Y_{7,t} - Y_{7,t-1} = a_{7,t}$$

$$Y_{7,t} = Y_{7,t-1} + a_{7,t}$$

Persamaan matematis model satu antara harga saham PTPP, nilai tukar rupiah dan harga emas dapat diketahui penjelasan hubungan ketiganya. Untuk saham PTPP yang bergerak di bidang konstruksi pembangunan perumahan diketahui bahwa perubahan harga saham PTPP dipengaruhi oleh perubahan harga saham sebelumnya. Sementara untuk perubahan nilai tukar rupiah dipengaruhi oleh perubahan harga saham PTPP hari sebelumnya dan perubahan harga emas hari sebelumnya. Sedangkan harga emas dipengaruhi oleh dirinya sendiri pada hari sebelumnya.



Gambar 4. 18 Hubungan Harga Saham PTPP, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas

$Z_{2,t}$ adalah harga saham ASRI, $Z_{6,t}$ adalah nilai tukar rupiah, dan $Z_{7,t}$ adalah harga emas, model 2 VARIMA(1,1,0)

$$\begin{bmatrix} Z_{2,t}^* \\ Z_{6,t}^* \\ Z_{7,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0,50117 \\ -0,04428 & 0 & -0,1242 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{2,t-1}^* \\ Z_{6,t-1}^* \\ Z_{7,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{2,t} \\ a_{6,t} \\ a_{7,t} \end{bmatrix}$$

Sehingga persamaan menjadi sebagai berikut,

$$Z_{2,t}^* = 0,50117Z_{7,t-1}^* + a_{2,t}$$

$$Z_{2,t} - Z_{2,t-1} = 0,50117(Z_{7,t-1} - Z_{7,t-2}) + a_{2,t}$$

$$Z_{6,t}^* = -0,04428Z_{2,t-1}^* - 0,1242Z_{7,t-1}^* + a_{6,t}$$

$$Z_{6,t} - Z_{6,t-1} = -0,04428(Z_{2,t-1} - Z_{2,t-2}) - 0,1242(Z_{7,t-1} - Z_{7,t-2}) + a_{6,t}$$

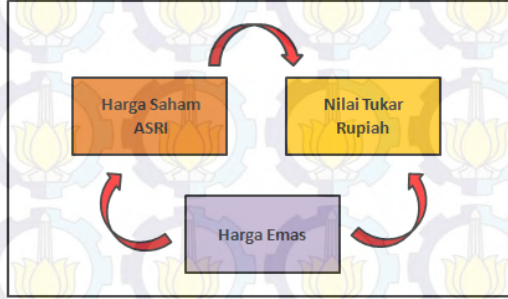
$$Z_{7,t}^* = a_{7,t}$$

$$Z_{7,t} - Z_{7,t-1} = a_{7,t}$$

$$Z_{7,t} = Z_{7,t-1} + a_{7,t}$$

Model matematis kedua antara harga saham ASRI, nilai tukar rupiah dan harga emas menunjukkan penjelasan hubungan ketiganya. Untuk perubahan harga saham ASRI yang bergerak dibidang *real estate* dan perumahan dipengaruhi oleh perubahan harga emas. Sementara untuk perubahan nilai tukar rupiah dipengaruhi oleh

perubahan harga saham ASRI hari sebelumnya dan perubahan harga emas hari sebelumnya. Sedangkan harga emas dipengaruhi dirinya sendiri pada hari sebelumnya.



Gambar 4. 19 Hubungan Harga Saham ASRI, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas

$Y_{3,t}$ adalah harga saham ANTAM, $Y_{6,t}$ adalah nilai tukar rupiah, dan $Y_{7,t}$ adalah harga emas, model 3 VARIMA(1,1,0)

$$\begin{bmatrix} Y_{3,t}^* \\ Y_{6,t}^* \\ Y_{7,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0,27877 \\ 0 & 0 & -1,10570 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{3,t-1}^* \\ Y_{6,t-1}^* \\ Y_{7,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{3,t} \\ a_{6,t} \\ a_{7,t} \end{bmatrix}$$

Sehingga persamaan menjadi sebagai berikut,

$$Y_{3,t}^* = 0,27877Y_{7,t-1}^* + a_{3,t}$$

$$Y_{3,t} - Y_{3,t-1} = 0,27877(Y_{7,t-1} - Y_{7,t-2}) + a_{3,t}$$

$$Y_{6,t}^* = -1,10570Y_{7,t-1}^* + a_{6,t}$$

$$Y_{6,t} - Y_{6,t-1} = -1,10570(Y_{7,t-1} - Y_{7,t-2}) + a_{6,t}$$

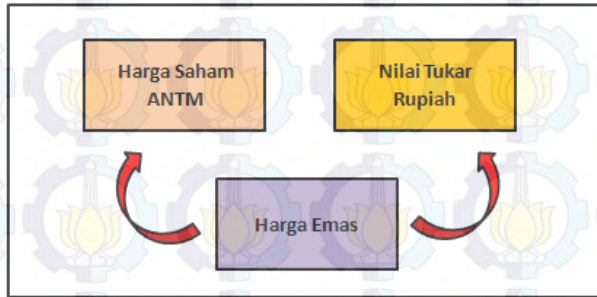
$$Y_{7,t}^* = a_{7,t}$$

$$Y_{7,t} - Y_{7,t-1} = a_{7,t}$$

$$Y_{7,t} = Y_{7,t-1} + a_{7,t}$$

Berdasarkan model tiga diketahui bahwa perubahan harga saham ANTAM dipengaruhi oleh perubahan harga emas hari

sebelumnya. Sementara untuk perubahan nilai tukar rupiah dipengaruhi juga oleh perubahan harga emas sebelumnya. Sedangkan harga emas dipengaruhi oleh dirinya sendiri pada hari sebelumnya. Hasil ini mendukung penelitian yang dilakukan oleh Wang, Kou, dan Hou (2010) tentang hubungan saham perusahaan emas dan harga emas bahwa harga saham perusahaan emas dan harga emas keduanya memiliki fluktuasi tren yang sama dan secara kausalitas harga emas mempengaruhi harga saham namun harga saham tidak mempengaruhi harga emas.



Gambar 4. 20 Hubungan Harga Saham ANTM, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas

$Z_{4,t}$ adalah harga saham ICBP, $Z_{6,t}$ adalah nilai tukar rupiah, dan $Z_{7,t}$ adalah harga emas, model 4 VARIMA(1,1,0)

$$\begin{bmatrix} Z_{4,t}^* \\ Z_{6,t}^* \\ Z_{7,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0,18615 \\ 0,03866 & 0 & -1,11987 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{4,t-1}^* \\ Z_{6,t-1}^* \\ Z_{7,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{4,t} \\ a_{6,t} \\ a_{7,t} \end{bmatrix}$$

Sehingga persamaan menjadi sebagai berikut,

$$Z_{4,t}^* = 0,18615Z_{7,t-1}^* + a_{4,t}$$

$$Z_{4,t} - Z_{4,t-1} = 0,18615(Z_{7,t-1} - Z_{7,t-2}) + a_{4,t}$$

$$Z_{6,t}^* = -0,03866Z_{4,t-1}^* - 1,11987Z_{7,t-1}^* + a_{6,t}$$

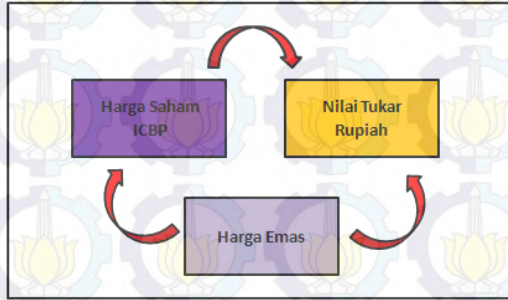
$$Z_{6,t} - Z_{6,t-1} = -0,03866(Z_{4,t-1} - Z_{4,t-2}) - 1,11987(Z_{7,t-1} - Z_{7,t-2}) + a_{6,t}$$

$$Z_{7,t}^* = a_{7,t}$$

$$Z_{7,t} - Z_{7,t-1} = a_{7,t}$$

$$Z_{7,t} = Z_{7,t-1} + a_{7,t}$$

Model empat menunjukkan hubungan antara harga saham ICBP, nilai tukar rupiah dan harga emas. Untuk harga saham ICBP yang bergerak di industri produk konsumen diketahui bahwa perubahan harga saham ICBP dipengaruhi oleh perubahan harga emas hari sebelumnya. Sementara untuk perubahan nilai tukar rupiah dipengaruhi oleh perubahan harga saham ICBP dan perubahan harga emas hari sebelumnya. Sedangkan harga emas dipengaruhi dirinya sendiri pada hari sebelumnya.



Gambar 4. 21 Hubungan Harga Saham ICBP, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas

$Z_{5,t}$ adalah harga saham BBTN, $Z_{6,t}$ adalah nilai tukar rupiah, dan $Z_{7,t}$ adalah harga emas, model 5 VARIMA(1,1,0)

$$\begin{bmatrix} Z_{5,t}^* \\ Z_{6,t}^* \\ Z_{7,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1,11861 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{5,t-1}^* \\ Z_{6,t-2}^* \\ Z_{7,t-3}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{5,t} \\ a_{6,t} \\ a_{7,t} \end{bmatrix}$$

Sehingga persamaan menjadi sebagai berikut,

$$Z_{5,t}^* = a_{5,t}$$

$$Z_{5,t} - Z_{5,t-1} = a_{5,t}$$

$$Z_{5,t} = Z_{5,t-1} + a_{5,t}$$

$$Z_{6,t}^* = -1,11861Z_{6,t-1}^* + a_{6,t}$$

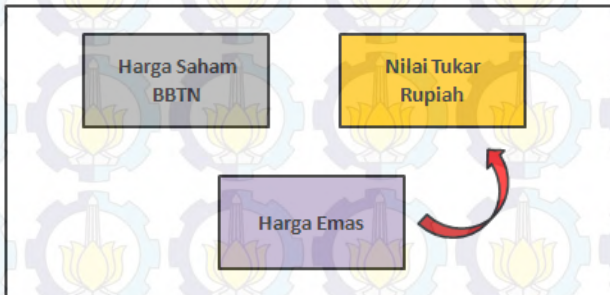
$$Z_{6,t} - Z_{6,t-1} = -1,11861(Z_{6,t-1} - Z_{6,t-2}) + a_{6,t}$$

$$Z_{7,t}^* = a_{7,t}$$

$$Z_{7,t} - Z_{7,t-1} = a_{7,t}$$

$$Z_{7,t} = Z_{7,t-1} + a_{7,t}$$

Model lima menunjukkan hubungan antara harga saham BBTN, nilai tukar rupiah dan harga emas. Untuk perubahan harga saham BBTN dipengaruhi oleh dirinya sendiri pada hari sebelumnya. Begitu pula dengan harga emas. Namun perubahan nilai tukar rupiah dipengaruhi oleh perubahan harga emas.



Gambar 4. 22 Hubungan Harga Saham BBTN, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas

Tabel 4. 20 Hubungan Saham Terpilih, Nilai Tukar Rupiah, dan Emas

Model		1			2			3			4			5		
		PTPP	NTR	Emas	ASRI	NTR	Emas	ANTM	NTR	Emas	ICBP	NTR	Emas	BBTN	NTR	Emas
1	PTPP	*	*													
	NTR		*													
	Emas		*	*												
2	ASRI				*	*										
	NTR					*										
	Emas				*	*	*									
3	ANTM							*								
	NTR								*							
	Emas							*	*	*						
4	ICBP										*	*				
	NTR											*				
	Emas										*	*	*			
5	BBTN													*		
	NTR														*	
	Emas														*	*

NB: *ada hubungan

Tabel 4.20 menunjukkan penjelasan hubungan ketiga variabel harga saham, nilai tukar rupiah dan harga emas dapat diketahui bahwa harga emas adalah random, karena dari kelima model belum ada yang menunjukkan bahwa harga emas dipengaruhi baik oleh harga saham maupun nilai tukar rupiah. Berbeda dengan nilai tukar rupiah yang terbukti dalam kelima model dipengaruhi oleh harga emas, hal ini tidak mendukung penelitian oleh Pakira dan Bhunia (2011) bahwa nilai tukar mata uang mempengaruhi harga emas. Beberapa model seperti model satu, dua dan empat menunjukkan bahwa harga saham mempengaruhi nilai tukar rupiah. Hal ini mendukung penelitian yang dilakukan oleh Diamandis dan Drakos (2011) bahwa harga saham mempengaruhi nilai tukar mata uang. Sementara untuk hubungan antara harga saham dan harga emas, pada model dua, tiga, dan empat menunjukkan hubungan searah antara harga saham dan harga emas, dari ketiga model ini menunjukkan bahwa harga saham dipengaruhi oleh harga emas. Model tiga saham ANTM bergerak di bidang pertambangan emas terbukti bahwa harga saham ANTM dipengaruhi oleh harga emas.

4.4.4 Peramalan Data *Out of Sample*

Pendekatan multivariat VAR dilakukan dengan lima saham berbeda yang terpilih dari analisis faktor, untuk selanjutnya diramalkan secara bersama-sama dengan nilai tukar rupiah dan harga emas. Model terbaik masing-masing saham adalah VARIMA(1,1,0). Setelah didapatkan model, selanjutnya dilakukan peramalan *out of sample* dengan model VARIMA(1,1,0). Metode yang digunakan adalah metode *1-step forecast*. Evaluasi model dilakukan dengan RMSE dan MAPE yang didapatkan dari vektor residual masing-masing variabel. Tabel 4.21 dan 4.22 dan menunjukkan perhitungan RMSE dan MAPE *1-step forecast* sampai dengan 10 tahap. Dan hasil terkecil didapatkan pada *1-step forecast*. Hal ini juga didukung oleh Gambar 4.23 dan Gambar 4.24 yang menunjukkan pergerakan nilai yang fluktuatif semakin banyak tahap, nilai RMSE dan MAPE semakin besar.

Tabel 4. 21 Perhitungan RMSE Saham Terpilih dengan VAR

Tahap	RMSE				
	PTPP	ASRI	ANTM	ICBP	BBTN
1	25,2517	1,0941	8,4166	115,8030	9,9999
2	31,0155	2,3206	8,4166	369,2505	9,9999
3	29,4200	1,9973	10,3551	411,1523	14,1420
4	25,6512	1,9749	11,1992	371,1139	15,8113
5	28,0143	4,8475	10,7007	384,5593	19,4935
6	27,6803	4,5070	9,8675	397,9721	21,6024
7	29,9374	4,9599	20,4533	420,1458	22,9906
8	28,0826	4,6983	25,6723	421,9278	21,7944
9	28,8074	4,5342	25,9915	398,2864	22,8521
10	33,1002	4,3111	25,7456	385,0373	26,8327

Tabel 4. 22 Perhitungan MAPE Saham Terpilih dengan VAR

Tahap	MAPE				
	PTPP	ASRI	ANTM	ICBP	BBTN
1	1,0544	0,2275	0,0074	1,0874	0,3623
2	1,2728	0,4340	0,0148	2,8018	0,3623
3	1,2095	0,3652	0,0266	3,3025	0,4859
4	0,9697	0,3736	0,0384	2,9534	0,6043
5	1,0747	0,7109	0,0458	3,1381	0,6838
6	1,0761	0,6648	0,0488	3,2969	0,9049
7	1,1651	0,7779	0,0928	3,5012	1,0100
8	1,0508	0,7350	0,1368	3,5482	1,0754
9	1,0961	0,7210	0,1622	3,2147	1,1400
10	1,2421	0,6678	0,1830	3,1061	1,1827

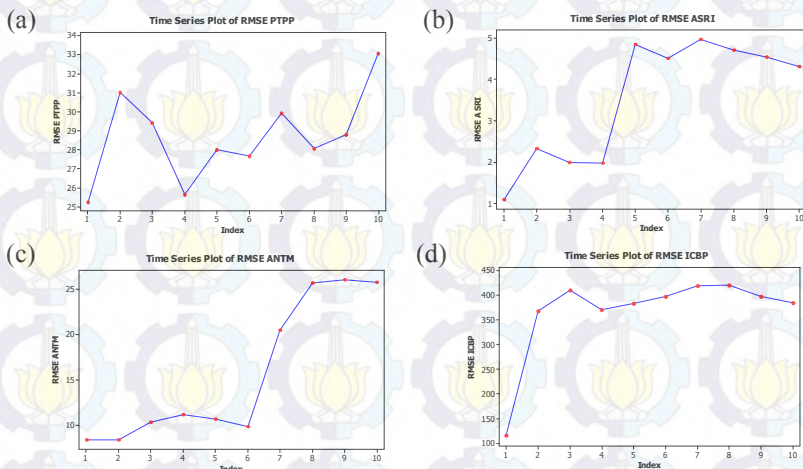
Tabel 4. 23 RMSE Nilai Tukar Rupiah

Tahap	RMSE Nilai Tukar Rupiah				
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
1	23,6672	33,8441	42,7196	39,4771	42,6444
2	22,5415	33,2624	42,7196	39,2431	42,6444
3	41,8431	51,9330	61,0197	57,6493	60,9490
4	58,5806	68,6269	77,6247	74,2833	77,5555
5	68,0379	78,2916	87,4034	84,0224	87,3338
6	108,8801	118,2206	126,5851	123,4717	126,5212
7	120,3703	130,0165	138,5892	135,4034	138,5241
8	126,1748	136,0814	144,8427	141,5902	144,7763
9	132,6460	142,7372	151,6313	148,3320	151,5640
10	136,2338	146,4847	155,4968	152,1556	155,4287

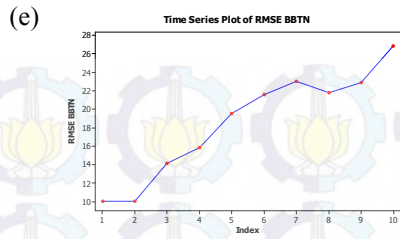
Tabel 4. 24 Nilai RMSE Harga Emas

Tahap	RMSE Harga Emas				
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
1	8,8500	8,85151	8,8500	8,85151	8,85151
2	15,5166	15,5180	15,5166	15,5180	15,5180
3	15,8581	15,8596	15,8581	15,8596	15,8596
4	15,4534	15,4548	15,4534	15,4548	15,4548
5	18,1489	18,1504	18,1489	18,1504	18,1504
6	19,3993	19,4007	19,399	19,4007	19,4007
7	22,1217	22,1231	22,1217	22,1231	22,1231
8	24,0564	24,0578	24,0564	24,0578	24,0578
9	24,3243	24,3257	24,3243	24,3257	24,3257
10	25,2857	25,2872	25,2857	25,2872	25,2872

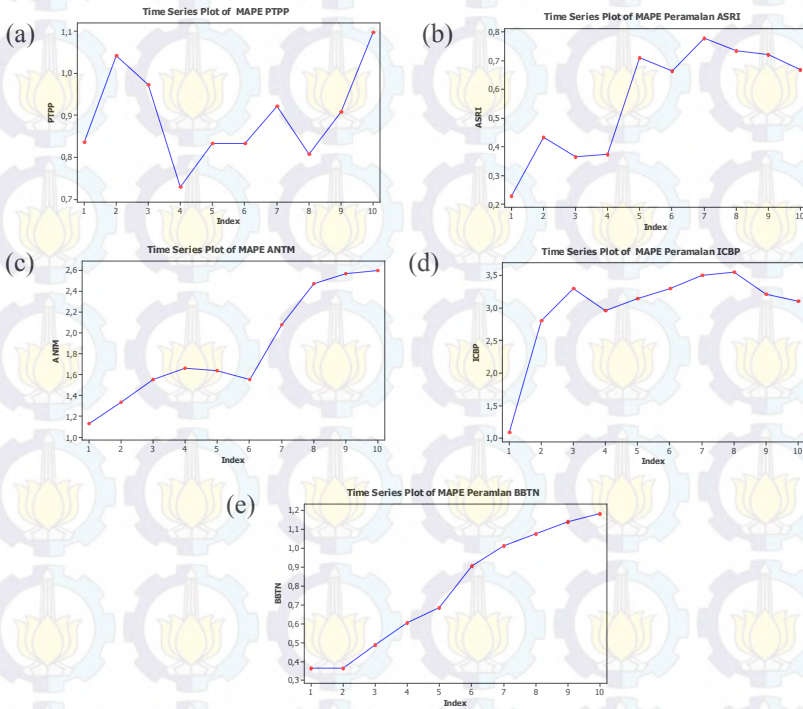
Dari kelima model VAR, nilai tukar rupiah memiliki RMSE terkecil saat di model 1, terlihat di Tabel 4.22 yaitu saat diramalkan bersama-sama dengan saham PTPP dan harga emas. Hasil serupa ditunjukkan oleh harga emas di Tabel 4.23 sehingga model terbaik untuk meramalkan data *out of sample* nilai tukar rupiah dan harga emas adalah dengan model VAR ke-1.



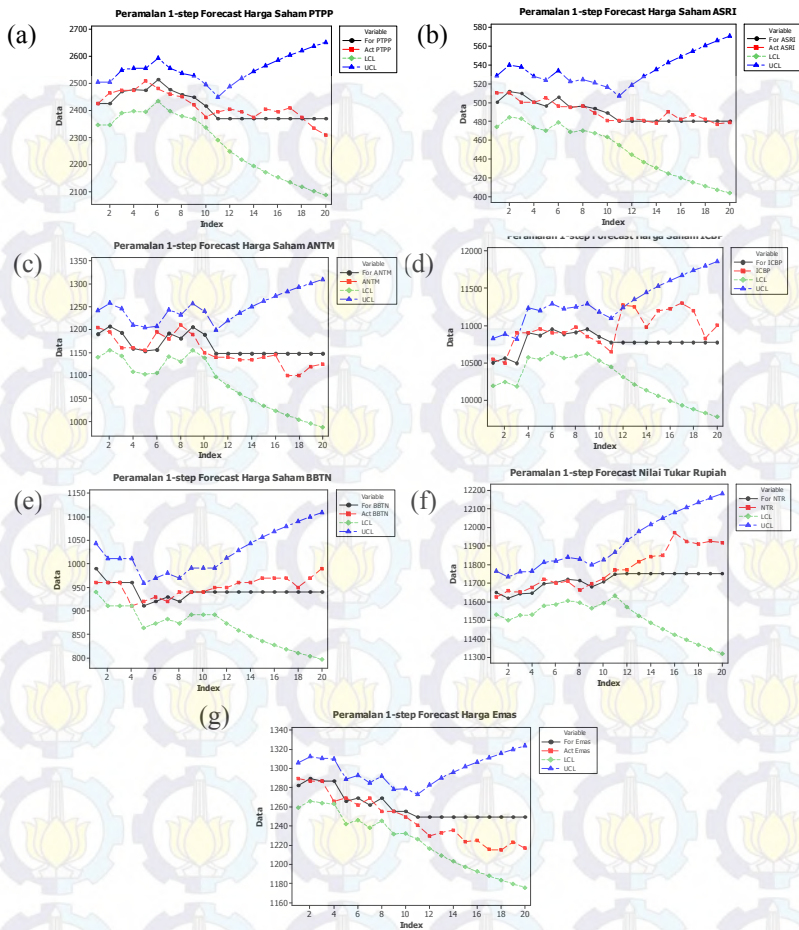
Gambar 4. 23 Plot Perhitungan RMSE Kelima model VARIMA(1,1,0)
PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP (e) BBTN



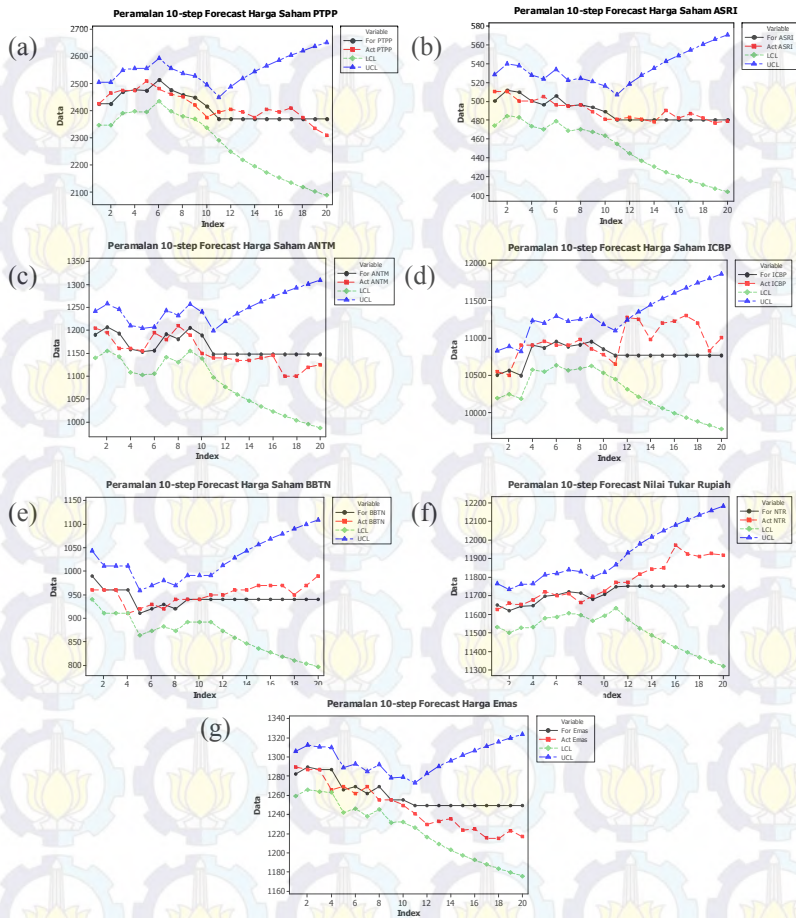
Gambar 4.23 (Lanjutan 1)



Tabel 4. 25 Plot Perhitungan MAPE Kelima model VARIMA(1,1,0)
 (a) PTPP (b) ASRI (c) ANTM (d) ICBP (e) BBTN



Gambar 4. 24 Hasil Peramalan 1-step forecast Data Out Sampel dengan VAR (a) PTPP (b)ASRI (c) ANTM (d)ICBP (e)BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah (g) Harga Emas



Gambar 4. 25 Hasil Peramalan 10-step forecast Data Out Sampel dengan VAR (a) PTPP (b)ASRI (c) ANTM (d)ICBP (e)BBTN (f) Nilai Tukar Rupiah (g) Harga Emas

Dari plot perhitungan RMSE dan MAPE diketahui bahwa nilai yang didapatkan semakin tinggi seiring dengan bertambahnya tahapan peramalan yang digunakan. RMSE dan MAPE terbesar pada *10-step forecast* dan terkecil diperoleh dari *1-step forecast*. Sehingga akan dibandingkan peramalan data *out of sample* dengan metode *10-step forecast* dari *1-step forecast*. Sehingga didapatkan hasil ramalan titik dan ramalan interval pada Gambar 4. 24 dan Gambar 4.25.

4.5 Perbandingan Akurasi Peramalan Model Univariat dan Multivariat

Setelah mendapatkan hasil peramalan pada masing-masing pendekatan baik univariat maupun multivariat *time series*, selanjutnya adalah melakukan perbandingan diantara kedua metode. Evaluasi didasarkan pada nilai RMSE dan MAPE dari setiap peramalan dengan metode *1-step forecast*.

Tabel 2.26 dan Tabel 2.27 menunjukkan nilai RMSE untuk *1-step forecast* dan *10-step forecast* terlihat nilai RMSE dan MAPE dari masing-masing model ARIMA maupun VARIMA. Tanda bintang menunjukkan nilai RMSE dan MAPE yang lebih kecil. Dari model ARIMA nilai RMSE dan MAPE pada peramalan PTPP, ICBP dan BBTN memiliki nilai yang lebih kecil daripada pada model VARIMA. Sedangkan untuk RMSE peramalan saham ASRI, ANTM, nilai tukar rupiah lebih kecil pada model VARIMA daripada model ARIMA. Untuk harga emas saat *1-step forecast* memiliki hasil yang sama baik untuk metode univariat maupun multivariat, namun saat *10-step forecast* yang lebih kecil didapatkan dengan model VARIMA.

Berdasarkan penelitian Makridarkis dan Hibon (2000) tentang metode *time series* yang sulit dan rumit tidak selalu menyediakan prediksi ramalan yang lebih akurat daripada metode yang sederhana dalam penelitian ini tidak terbukti demikian. Masing masing metode memiliki data series dengan keakuratan prediksi yang lebih kecil baik peramalan dengan model ARIMA maupun VARIMA. Berdasarkan jumlah, model VARIMA memiliki lebih banyak hasil ramalan dengan RMSE dan MAPE terkecil dibandingkan dengan

model ARIMA. Hasil ramalan dengan model terbaik pada Tabel 4.28.

Tabel 4. 26 Perbandingan RMSE dan MAPE untuk 1-step forecast

Variabel	RMSE ARIMA	MAPE ARIMA	RMSE VAR	MAPE VAR
PTPP	*31,7017	*1,0979	33,1135	1,2368
ASRI	4,8063	0,6923	*4,3100	*0,6677
ANTM	33,2643	2,6009	*25,7456	*1,8299
ICBP	*339,5998	*2,6853	378,2093	3,0479
BBTN	*23,5981	*2,1172	26,8328	2,4746
NTR	161,2064	1,2362	*136,4122	*1,0046
Emas	25,2886	1,9513	25,2886	1,9513

*lebih kecil

Tabel 4. 27 Perbandingan RMSE dan MAPE untuk 10-step forecast

Variabel	RMSE ARIMA	MAPE ARIMA	RMSE VAR	MAPE VAR
PTPP	*31,7017	*1,0979	33,1002	1,2420
ASRI	4,7948	0,6948	*4,3111	*0,6678
ANTM	33,2784	2,6022	*25,7456	*1,8299
ICBP	*348,1193	*2,7274	385,0373	3,1061
BBTN	*26,8156	*2,4727	26,8327	2,4746
NTR	161,2064	1,2362	*136,2338	*136,2338
Emas	25,2886	1,9513	*25,2858	*1,9510

*lebih kecil

Tabel 4. 28. Hasil Peramalan dengan Model Terbaik

Tahap	PTPP	ASRI	ANTM	ICBP	BBTN	NTR	Emas
1	2420	479,908	1148,417	10747,19	940,0000	11748,33	1249,65
2	2375	479,908	1148,417	10793,51	943,8339	11750,64	1249,65
3	2375	479,908	1148,417	10821,61	943,8339	11750,91	1249,65
4	2375	479,908	1148,417	10831,35	943,8339	11750,94	1249,65
5	2375	479,908	1148,417	10814,03	943,8339	11750,95	1249,65
6	2375	479,908	1148,417	10804,31	943,8339	11750,95	1249,65
7	2375	479,908	1148,417	10799,98	943,8339	11750,95	1249,65
8	2375	479,908	1148,417	10806,47	943,8339	11750,95	1249,65
9	2375	479,908	1148,417	10810,79	943,8339	11750,95	1249,65
10	2375	479,908	1148,417	10811,87	943,8339	11750,95	1249,65



(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB V

PENUTUP

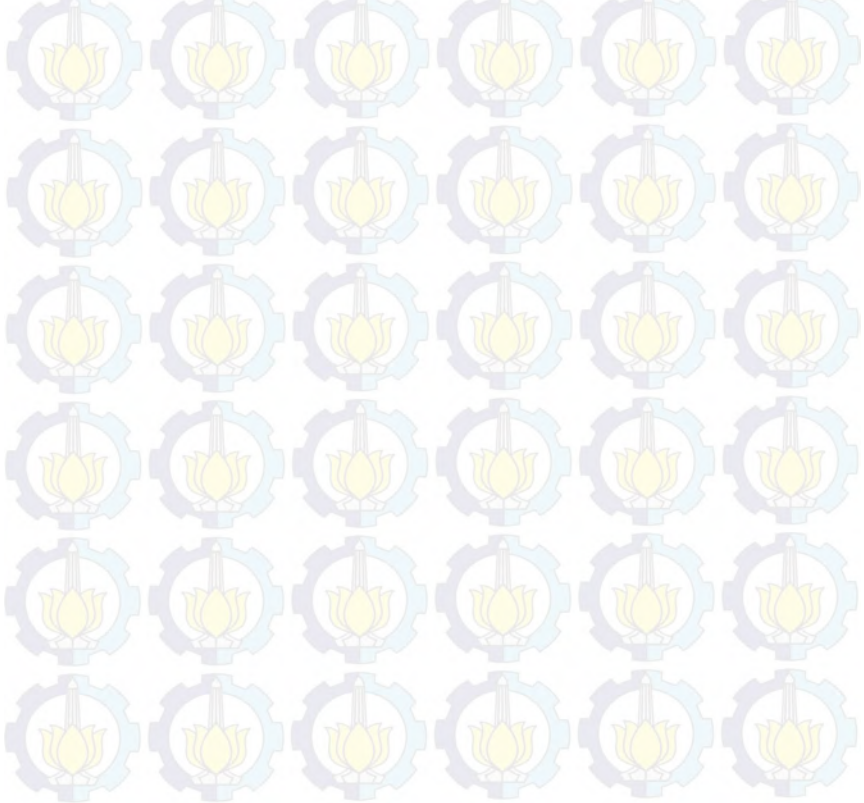
5.1 Kesimpulan

Berdasarkan analisis dan pembahasan yang telah dilakukan, kesimpulan yang dapat diperoleh antara lain adalah sebagai berikut.

1. Saham anggota LQ45 dikelompokkan menjadi lima faktor baru berdasarkan fluktuasi harga saham. Faktor 1 terdapat 30 anggota, faktor 2 terdiri dari 7 anggota, faktor 3 dan faktor 3 terdiri dari 3 anggota, dan faktor 5 terdiri dari 2 anggota. Berdasarkan *loading* faktor yang tertinggi dari masing-masing faktor baru terpilih lima saham. Faktor 1 diwakili oleh saham PTPP, faktor 2 saham ASRI, faktor 3 saham ANTM, faktor 4 saham ICBP dan faktor 5 adalah saham BBTN.
2. Model yang didapatkan dengan metode univariat adalah mengikuti *random walk* ARIMAX(0,1,0) adalah saham PTPP, saham BBTN, nilai tukar rupiah, dan emas. Sementara ARIMAX(0,1,[3]) untuk saham ASRI, ARIMAX(0,1,[2]) untuk saham ANTM, dan ARIMAX(0,1,[3]) untuk saham ICBP.
3. Model yang didapatkan dengan metode multivariat adalah model VARIMA(1,1,0). Dari penjelasan hubungan diketahui bahwa harga emas adalah random. Nilai tukar rupiah yang terbukti dalam kelima model dipengaruhi oleh harga emas. Model satu, dua dan empat menunjukkan bahwa harga saham mempengaruhi nilai tukar rupiah. Dari model tiga yaitu model dari saham ANTM terbukti bahwa harga saham ANTM dipengaruhi oleh harga emas. Hasil ini menunjukkan tentang hubungan saham perusahaan emas dan harga emas.
4. Perbandingan peramalan metode univariat dan multivariat berdasarkan RMSE dan MAPE terkecil menunjukkan bahwa metode multivariat memiliki keakuratan yang lebih tinggi dibandingkan dengan metode univariat.

5.2 Saran

Untuk penelitian selanjutnya disarankan agar peneliti menggunakan metode alternatif lain, agar semua variabel lain yang ditambahkan sebagai pendamping pergerakan harga saham dapat memaksimalkan pemodelan dan peramalan. Khusus untuk permasalahan asumsi, disarankan untuk penelitian selanjutnya ditambahkan metode yang tidak perlu adanya asumsi yang dalam pemodelan dan peramalan dengan metode klasik, seperti metode non linier jaringan syaraf tiruan dan lain sebagainya sebagai pembanding untuk mendapatkan hasil yang lebih baik.



Lampiran 1. Data Penutupan Harga Saham Harian LQ45 Oktober 2013-2014

No	AALI	ADHI	ADRO	AKRA	ANTM	ASII	ASRI	BBCA
1	20750	1870	990	4625	1500	6800	580	10600
2	21100	1870	990	4650	1510	6900	580	10700
3	21050	1880	970	4725	1490	7000	580	10550
4	20950	1870	1040	4725	1500	6850	570	10550
5	20750	1970	1120	4900	1520	6900	610	10600
6	21050	1980	1070	4900	1590	6900	620	10700
7	21000	1930	1070	4725	1570	6650	600	10550
8	21100	1960	1060	4750	1600	6700	640	10500
9	20900	2025	1070	4950	1590	6950	690	10700
10	20650	2000	1060	5050	1600	6950	680	10750
11	20600	2125	1040	5300	1570	6800	670	10750
12	20250	2050	1020	5100	1550	6800	660	10600
13	19600	2050	1050	5050	1560	6900	660	10700
14	18600	1950	1020	4850	1600	6650	610	10450
15	19600	1890	1040	4725	1550	6500	580	10400
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
219	24425	2950	1285	5325	1150	7325	481	12350
220	23550	2950	1285	5250	1140	7250	481	12200
221	23350	2945	1305	5225	1140	7225	483	12050
222	23300	2915	1275	5225	1135	7300	481	12025
223	23000	2905	1270	5225	1135	7250	478	11950
224	23075	3005	1320	5225	1140	7275	490	12250
225	23850	2965	1290	5250	1145	7375	482	12550
226	23875	2960	1265	5250	1100	7350	487	12600
227	23600	2930	1255	5250	1100	7350	482	12800
228	23150	2910	1270	5225	1120	7250	477	12650
229	23175	2910	1265	5275	1125	7200	479	12475
230	23500	2910	1275	5225	1135	7175	488	12875

Lampiran 1. (Lanjutan 1)

No	BBNI	BBRI	BBTN	BDMN	BMRI	BMTR	BSDE	CPIN
1	4425	10250	1095	4025	8750	1825	1450	3625
2	4525	10100	1085	4075	8550	1835	1490	3725
3	4500	10025	1095	4100	8450	1880	1460	3725
4	4525	10350	1140	4100	8350	1955	1510	3850
5	4550	10750	1180	4175	8250	1955	1550	4000
6	4650	10425	1170	4175	8300	1945	1600	4125
7	4575	10375	1145	4150	8150	1990	1590	3975
8	4600	10350	1135	4150	8450	2025	1610	4025
9	4725	10600	1170	4175	8800	1930	1620	4025
10	4800	10600	1120	4125	8800	1945	1620	3850
11	4825	10650	1115	4150	8700	1940	1630	3900
12	4775	10800	1125	4125	8650	1945	1630	3900
13	4825	10800	1135	4175	8750	1990	1630	3950
14	4800	10500	1120	4300	8600	2025	1570	3900
15	4575	10400	1080	4250	8350	1955	1540	3675
:	:	:	:	:	:	:	:	:
219	5650	8000	940	3755	10450	1960	1530	3880
220	5800	8000	950	3705	10400	1910	1540	3800
221	5650	7750	950	3845	10200	1830	1550	3940
222	5650	7700	960	3720	10225	1760	1520	4205
223	5575	7700	960	3700	10150	1760	1520	4255
224	5625	7650	970	3745	10275	1860	1605	4245
225	5825	7900	970	3800	10425	1910	1595	4180
226	5825	8000	970	3885	10525	1980	1590	4275
227	5775	8050	950	4110	10650	1950	1600	4265
228	5800	8350	970	3990	10700	1960	1555	4150
229	5850	8450	990	3990	10550	1930	1570	4100
230	5775	8350	990	3905	10550	1940	1570	4100

Lampiran 1. (Lanjutan 2)

No	CTRA	EXCL	GGRM	HRUM	ICBP	INCO	INDF	INTP	ITMG
1	910	4675	34550	2975	10950	2550	6700	19500	30000
2	890	4750	34350	2950	11100	2525	7000	19900	32550
3	840	4600	33250	2900	11200	2500	6950	19500	32700
4	870	4675	33950	3075	11150	2600	7100	19250	33800
5	880	4900	33850	3175	11000	2575	7100	19950	33950
6	940	4800	36650	3175	11150	2650	7250	20100	33700
7	950	4700	37100	3150	11000	2625	7150	19500	33000
8	1030	4675	36850	3075	10950	2700	7400	19900	32550
9	1020	4525	37500	3250	11050	2650	7400	20500	31500
10	1040	4400	37450	3275	11200	2675	7400	20500	31500
11	1080	4475	38100	3250	11400	2550	7450	19950	31700
12	1070	4475	37450	3175	11200	2500	7300	20050	31000
13	1080	4500	37700	3250	11050	2450	6950	21000	30600
14	1030	4475	36900	3150	11200	2475	6650	20900	29900
15	1010	4450	36100	3250	10800	2400	6500	20000	29700
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
219	1065	6625	54000	2105	10775	4150	6950	23750	26250
220	1075	6200	55000	2080	10650	4000	6950	23075	26050
221	1080	6575	55000	2105	11275	4040	7050	23150	26700
222	1120	6300	56000	2090	11250	4020	7025	24000	26025
223	1100	6100	56550	2095	10975	4090	6975	23525	27175
224	1115	6375	56750	2120	11200	4170	7075	23600	27325
225	1095	6500	56550	2100	11225	4145	7100	23625	26775
226	1100	6475	55500	2125	11300	4020	7100	23900	27100
227	1085	6475	56500	2105	11200	3965	7125	23575	27500
228	1075	6450	55700	2100	10825	3870	7025	23200	26500
229	1070	6175	55800	2090	11000	3875	7050	23125	26300
230	1070	6275	56550	2095	11150	3875	6925	22850	26650

Lampiran 1. (Lanjutan 3)

No	JSMR	KLBF	LPKR	LPPF	LSIP	MNCN	PGAS	PTBA
1	5700	1330	1020	11400	1430	2600	5350	13200
2	5700	1340	1020	11400	1450	2675	5450	13550
3	5650	1300	1000	11500	1450	2650	5400	13400
4	5600	1320	1010	11700	1470	2700	5450	13900
5	5700	1330	1020	11700	1470	2650	5350	14000
6	5750	1370	1040	11950	1510	2750	5450	13700
7	5650	1340	1030	12000	1570	2750	5300	13850
8	5650	1350	1040	12400	1570	2650	5200	13650
9	5650	1370	1050	12400	1590	2625	5150	13500
10	5600	1360	1050	13000	1610	2625	4975	13300
11	5500	1360	1140	13000	1590	2600	5050	13150
12	5350	1330	1130	12950	1530	2575	5150	12950
13	5450	1330	1180	12500	1570	2625	5150	12650
14	5250	1300	1130	12300	1600	2500	5100	12150
15	5250	1270	1090	11700	1610	2475	4975	11600
:	:	:	:	:	:	:	:	:
219	6300	1660	1000	15975	1775	2715	5950	13075
220	6375	1660	1000	16375	1750	2715	5950	12900
221	6375	1665	1000	16900	1810	2740	5950	13275
222	6350	1670	1015	16200	1815	2785	6000	13125
223	6325	1655	1005	15800	1815	2965	5950	12800
224	6375	1670	1055	16100	1875	2995	5950	12975
225	6375	1670	1050	16700	1905	3090	6025	12975
226	6375	1675	1045	16500	1900	3155	5925	12900
227	6400	1690	1035	16200	1870	3205	6050	12825
228	6400	1700	1025	16100	1865	3145	6050	13375
229	6400	1675	1015	16600	1885	3155	6000	13150
230	6425	1675	1015	16600	1895	3220	6025	13450

Lampiran 1. (Lanjutan 4)

No	PTPP	PWON	SCMA	SMGR	SMRA	TAXI	TBIG
1	1110	265	2375	13850	910	1640	5650
2	1110	260	2300	14250	900	1700	5800
3	1070	275	2225	13950	900	1700	5800
4	1090	275	2325	14250	910	1700	5750
5	1150	290	2350	14700	940	1690	5750
6	1170	285	2425	14500	990	1700	5700
7	1160	285	2350	13950	1000	1560	5700
8	1210	295	2375	14150	1100	1640	5600
9	1290	310	2400	14300	1090	1610	5550
10	1340	310	2400	14400	1100	1590	5450
11	1390	315	2425	14300	1120	1590	5500
12	1350	300	2400	14300	1120	1550	5550
13	1360	315	2375	14350	1080	1540	5400
14	1310	310	2350	14350	1050	1500	5700
15	1300	285	2300	13900	1040	1410	5700
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
219	2375	418	3890	15825	1215	1340	8300
220	2395	420	3880	15700	1240	1340	8275
221	2405	409	3925	15775	1265	1335	8200
222	2395	398	3860	16175	1285	1315	8200
223	2375	393	3785	16175	1265	1345	8250
224	2405	411	3930	16375	1290	1385	8225
225	2395	409	3900	16425	1270	1450	8250
226	2410	433	3890	16325	1300	1450	8100
227	2375	422	3865	16275	1285	1440	7950
228	2335	427	3795	16125	1310	1400	7975
229	2310	420	3775	15975	1300	1380	7875
230	2325	420	3810	15975	1300	1390	8000

Lampiran 1. (Lanjutan 5)

No	TLKM	UNTR	UNVR	WIKA	WKST
1	2325	18200	30300	1870	570
2	2325	18700	30750	1890	580
3	2275	18700	30100	1880	570
4	2325	18100	30600	1890	580
5	2350	18200	30800	1960	600
6	2325	18150	31500	1970	610
7	2250	17700	30800	1940	590
8	2250	17500	31700	1970	600
9	2225	17650	32150	2050	610
10	2175	17650	32050	2050	620
11	2275	18000	32000	2050	640
12	2300	17600	31800	2025	600
13	2300	18300	31250	2025	620
14	2350	17500	30000	1920	600
15	2300	17500	29800	1870	580
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
219	2810	20400	31150	2845	855
220	2795	20500	31175	2870	875
221	2790	20850	31300	2870	875
222	2775	20450	31325	2875	865
223	2795	20375	31600	2835	855
224	2850	20600	31900	2845	885
225	2875	20775	31975	2840	880
226	2945	21150	31750	2890	900
227	2870	20950	31975	2870	890
228	2890	20475	31500	2845	880
229	2870	20600	31325	2840	880
230	2870	20600	31300	2840	890

**Lampiran 2. Data Nilai Tukar Rupiah dan Harga Emas
Oktober 2013-2014**

No	Emas	NTR
1	1287,54	11484
2	1272,02	11418
3	1282,38	11259
4	1320,26	11294
5	1315,31	11251
6	1315,92	11296
7	1340,04	11284
8	1333,16	11202
9	1346,54	11212
10	1350,63	11086
11	1352,48	10963
12	1344,93	11021
13	1344,37	11105
14	1322,93	11178
15	1315,99	11297
⋮	⋮	⋮
219	1249,653	11723
220	1240,8	11772
221	1229,57	11772
222	1233,13	11816
223	1235,48	11843
224	1223,35	11848
225	1224,93	11970
226	1215,48	11925
227	1214,95	11912
228	1223,28	11927
229	1216,96	11916
230	1221,43	11887

Lampiran 3. Output KMO dan Barlett's Test dengan SPSS**KMO and Bartlett's Test**

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.	,937
Bartlett's Test of Approx. Chi-Square	26929,708
Sphericity Df	990
Sig.	0,000

Lampiran 4. *Output* analisis faktor Nilai Eigen dengan SPSS

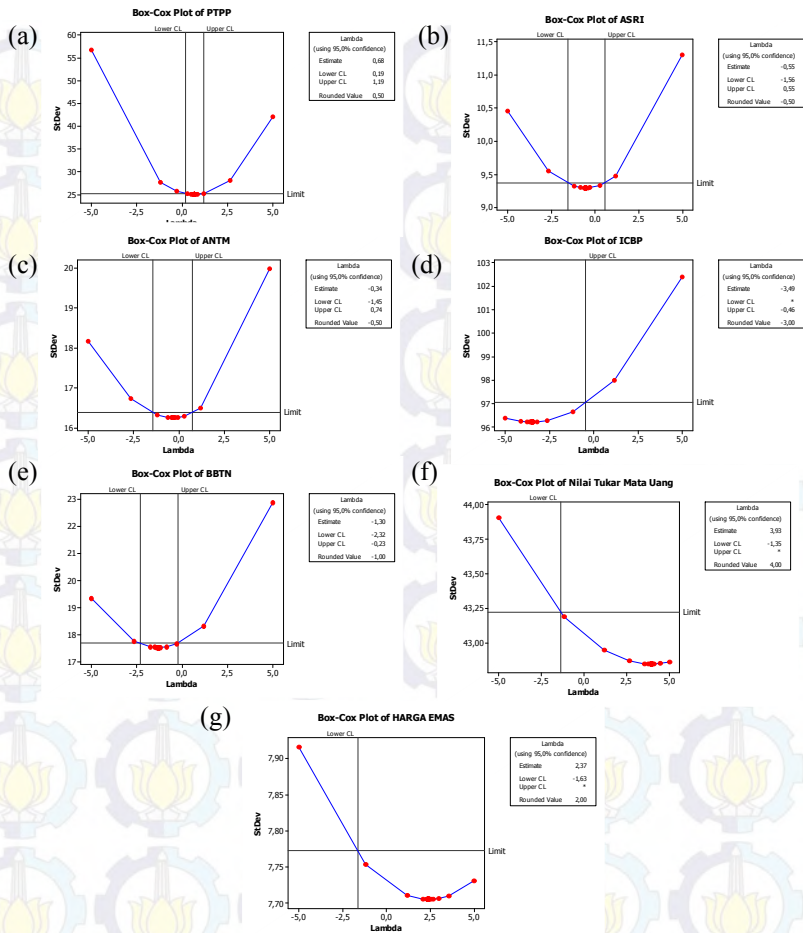
Total Variance Explained

Com	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation	Sums	of	Squared
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Loadings	%	of	%
1	25,595	56,878	56,878	25,595	56,878	56,878	24,299	53,998		53,998
2	6,431	14,292	71,169	6,431	14,292	71,169	6,247	13,882		67,88
3	4,227	9,392	80,562	4,227	9,392	80,562	4,219	9,376		77,256
4	2,611	5,802	86,364	2,611	5,802	86,364	3,95	8,777		86,034
5	1,66	3,689	90,053	1,66	3,689	90,053	1,809	4,019		90,053
6	0,855	1,9	91,953							
7	0,54	1,2	93,153							
8	0,467	1,037	94,19							
9	0,378	0,84	95,03							
10	0,342	0,759	95,789							
29	0,023	0,052	99,576							
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
30	0,022	0,049	99,625							
31	0,02	0,045	99,67							
32	0,019	0,043	99,712							
33	0,017	0,038	99,751							
34	0,016	0,035	99,785							
35	0,014	0,032	99,817							
36	0,014	0,03	99,847							
37	0,012	0,027	99,874							
38	0,011	0,025	99,899							
39	0,009	0,02	99,92							
40	0,009	0,02	99,939							
41	0,008	0,018	99,957							
42	0,007	0,016	99,973							
43	0,006	0,013	99,987							
44	0,003	0,007	99,994							
45	0,003	0,006	100							

Lampiran 5. Hasil Analisis Faktor Nilai Faktor *Loading* dengan SPSS

Variabel	1	2	3	4	5
PTPP	0,972				
TLKM	0,954				
WIKA	0,954				
BBCA	0,946				
BBRI	-0,938				
PGAS	0,938				
SCMA	0,935				
PWON	0,935				
KLBF	0,93				
JSMR	0,928				
LPPF	0,924				
SMRA	0,921				
BBNI	0,917				
WKST	0,915				
INCO	0,908				
TBIG	0,903				
BMRI	0,901				
GGRM	0,856				
ADHI	0,827				
UNVR	0,82				
SMGR	0,795				
INTP	0,79				
CTRA	0,788	0,549			
EXCL	0,759	-0,535			
UNTR	0,717		0,565		
MNCN	0,711				
ASII	0,698				
HRUM	-0,697			0,641	
ADRO	0,636				
TAXI	-0,634		-0,548		
ASRI		0,936			
INDF		0,773			
BSDE	0,617	0,723			
BDMN		0,705			
CPIN	0,518	0,667			
LPKR	0,528	0,664			
BMTR		0,502			
ICBP			-0,881		
LSIP			0,798		
AALI			0,783		
ANTM				0,93	
ITMG				0,841	
PTBA				0,719	
BBTN	-0,58				0,631
AKRA					0,621

Lampiran 6. Transformasi Box Cox dengan Minitab



Lampiran 7. *Syntax* Pemodelan ARIMA saham PTPP dengan SAS

```
data ptp;
input y;
datalines;
1110
1110
1070
1090
1150
1170
1160
.
.
.
2425
2425
2425
2465
2475
2475
2510
2480
2460
2450
2420
2375
;
proc arima data=ptp;
identify var=y(1);
estimate
p=0 q=0
noconstant method=cls;
forecast out=ramalan lead=10;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
proc export data=ramalan
outfile="E:\residptp.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;
```

Lampiran 8. *Syntax* Pemodelan ARIMA saham ASRI dengan SAS

```

data tasri;
input y;
datalines;
0.04152274
0.04152274
0.04152274
0.041885391
0.040488817
0.040160966
0.040824829
.
.
.
0.04472136
0.044280744
0.044280744
0.04472136
0.04472136
0.044499416
0.044901326
0.044946657
0.044901326
0.045221563
0.045596075
;
proc arima data=tasri;
identify var=y(1);
estimate
p=(3) q=0
noconstant method=cls;
forecast out=ramalan lead=10;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
proc export data=ramalan
outfile="E:\residtasri.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;

```

Lampiran 9. *Syntax* Pemodelan ARIMA saham ANTM dengan SAS

```
data tantm;
input y;
datalines;
0.025819889
0.025734251
0.025906388
0.025819889
0.025649459
0.025078493
0.025237723
.
.
.
0.028988552
0.028988552
0.02880756
0.028927843
0.029361011
0.029361011
0.029424494
0.028927843
0.029111125
0.028747979
0.028988552
0.029488391
;
proc arima data=tantm;
identify var=y(1);
estimate
p=0 q=(2)
noconstant method=cls;
forecast out=ramalan lead=10;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
proc export data=ramalan
outfile="E:\residtantm.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;
```


Lampiran 10. *Syntax* Pemodelan ARIMA Saham ICBP dengan SAS

```
data ticbp;
input y;
datalines;
9.301094735
9.314700387
9.323669057
9.319194777
9.305650552
9.319194777
9.305650552
9.301094735
.
.
.
9.259130536
9.296518068
9.296518068
9.301094735
9.296518068
9.296518068
9.303375238
9.291920359
9.284983915
;
proc arima data=ticbp;
identify var=y(1);
estimate
p=0 q=(3)
noconstant method=cls;
forecast out=ramalan lead=10;
run;
proc export data=ramalan
outfile="E:\residticbp.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;
```

Lampiran 11. *Syntax* Pemodelan ARIMA Saham BBTN dengan SAS

```
data tbbtn;
input y;
datalines;
6.99851
6.98934
6.99851
7.03878
7.07327
7.06476
7.04316
7.03439
.
.
.
6.86693
6.86693
6.81344
6.82437
6.83518
6.82437
6.84588
6.84588
6.84588
;
proc arima data=tbbtn;
identify var=y(1);
estimate
p=0 q=0
noconstant method=cls;
forecast out=ramalan lead=10;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
proc export data=ramalan
outfile="E:\residtbbtn.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
```

Lampiran 12. *Syntax* Pemodelan ARIMA Nilai Tukar Rupiah dengan SAS

```
data ntr;
input y;
datalines;
11484
11418
11259
11294
11251
11296
11284
11202
.
.
.
11596
11655
11656
11649
11624
11658
11651
11675
11722
11701
11711
11663
11695
11723
;
proc arima data=ntr;
identify var=y(1);
estimate
p=0 q=0
noconstant method=cls;
forecast out=ramalan lead=10;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

Lampiran 13. *Syntax* Pemodelan ARIMA Harga Emas dengan SAS

```
data gp;
input y;
datalines;
1287.54
1272.02
1282.38
1320.26
1315.31
1315.92
1340.04
1333.16
.
.
.
1287.19
1286.703
1265.723
1269.288
1261.78
1268.803
1255.223
1255.333
1249.653
;
proc arima data=gp;
identify var=y(1);
estimate
p=0 q=0
noconstant method=cls;
forecast out=ramalan lead=10;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
proc export data=ramalan
outfile="E:\residgp.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
```


Lampiran 14. *Syntax* deteksi *outlier* Pemodelan ARIMA saham PTPP dengan SAS

```

data ptp;
input y;
datalines;
1110
1110
1070
1090
.
.
.
2460
2450
2420
2375
;
data ptp;
set ptp;
if _n_ >=121 then LS121=1.0;
else LS121=0.0;
.
.
.
if _n_ >=9 then LS9=1.0;
else LS9=0.0;
if _n_ >=35 then LS35=1.0;
else LS35=0.0;
proc arima data=ptp;
identify var=y(1) crosscorr=(LS121(1) LS104(1) AO180(1) LS178(1) LS183(1)
LS123(1)
LS23(1) LS62(1) LS96(1) LS145(1) LS187(1) LS190(1) AO131(1) LS9(1)
LS35(1)) noprint;
estimate
p=0 q=0
input=(LS121 LS104 AO180 LS178 LS183 LS123 LS23 LS62 LS96 LS145
LS187 LS190 AO131 LS9 LS35)
noconstant method=cls;
forecast out=ramalan lead=10;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
proc export data=ramalan
outfile="E:\residptp.xls"
dbms=excel97
replace;
run;

```

Lampiran 15. *Syntax* deteksi *outlier* Pemodelan ARIMA saham ICBP dengan SAS

```

data ticbp;
input y;
datalines;
9.301094735
9.314700387
9.323669057
9.319194777
9.305650552
.
.
.
9.284983915
;
data ticbp;
set ticbp;
if _n_ >=110 then LS110=1.0;
else LS110=0.0;
if _n_ >=63 then LS63=1.0;
else LS63=0.0;
.
.
.
if _n_ >=92 then LS92=1.0;
else LS92=0.0;
proc arima data=ticbp;
identify var=y(1) crosscorr=(LS110(1) LS63(1) LS72(1) AO184(1) AO73(1)
AO68(1) AO24(1) AO41(1) LS213(1) AO14(1) AO55(1) LS90(1) LS21(1)
LS92(1))
noprint;
estimate
p=(3) q=0
input=(LS110 LS63 LS72 AO184 AO73 AO68 AO24 AO41 LS213 AO14 AO55
LS90 LS21 LS92)
noconstant method=cls;
forecast out=ramalan lead=10;
outlier maxnum=20 alpha=0.01;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
proc export data=ramalan
outfile="E:\residticbp.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;

```

Lampiran 16. *Syntax* deteksi *outlier* Pemodelan ARIMA Saham BBTN dengan SAS

```

data tbbtn;
input y;
datalines;
6.99851
6.98934
6.99851
7.03878
.
.
.
6.84588
;
data tbbtn;
set tbbtn;
if _n_ >= 192 then LS192=1.0;
else LS192=0.0;
if _n_ >= 54 then LS54=1.0;
else LS54=0.0;
.
.
.
if _n_ >= 155 then LS155=1.0;
else LS155=0.0;
proc arima data=tbbtn;
identify var=y(1) crosscorr=(LS192(1) LS54(1) LS119(1) LS122(1) LS162(1)
LS63(1) LS180(1) LS144(1) AO160(1) LS155(1)) noprint;
estimate
p=0 q=0
input=(LS192 LS54 LS119 LS122 LS162 LS63 LS180 LS144 AO160 LS155)
noconstant method=cls;
forecast out=ramalan lead=10;
outlier maxnum=20 alpha=0.01;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
proc export data=ramalan
outfile="E:\residtbbtno.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;

```

Lampiran 17. *Syntax* deteksi *outlier* Pemodelan ARIMA Nilai Tukar Rupiah dengan SAS

```

data ntr;
input y;
datalines;
11484
11418
11259
11294
.
.
.
11663
11695
11723
;
data ntr;
set ntr;
if _n_=85 then AO85=1.0;
else AO85=0.0;
If _n_>=84 then LS84=1.0;
else LS84=0.0;
.
.
.
If _n_>=193 then LS193=1.0;
else LS193=0.0;
If _n_>=62 then LS62=1.0;
else LS62=0.0;
proc arima data=ntr;
identify var=y(1) crosscorr=(AO85(1) LS84(1) AO36(1) LS174(1) AO184(1)
LS3(1) AO180(1) LS99(1) LS193(1) LS62(1)) noprint;
estimate
p=0 q=0
input=(AO85 LS84 AO36 LS174 AO184 LS3 AO180 LS99 LS193 LS62)
noconstant method=cls;
forecast out=ramalan lead=10;
outlier maxnum=20 alpha=0.01;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
proc export data=ramalan
outfile="E:\residntr.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;

```


Lampiran 18. *Syntax* deteksi *outlier* Pemodelan ARIMA Harga emas dengan SAS

```

data gp;
input y;
datalines;
1287.54
1272.02
1282.38
1320.26
.
.
.
1255.333
1249.653
;
data gp;
set gp;
if _n_ >=151 then LS151=1.0;
else LS151=0.0;
if _n_ >=166 then LS166=1.0;
else LS166=0.0;
.
.
.
if _n_ >=27 then LS27=1.0;
else LS27=0.0;
if _n_ >=182 then LS182=1.0;
else LS182=0.0;
proc arima data=gp;
identify var=y(1) crosscorr=(LS151(1) LS166(1) LS4(1) AO35(1) LS48(1)
LS27(1) LS182(1))
noprint;
estimate
p=0 q=0
input=(LS151 LS166 LS4 AO35 LS48 LS27 LS182(1))
noconstant method=cls;
forecast out=ramalan lead=10;
outlier maxnum=20 alpha=0.01;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
proc export data=ramalan
outfile="E:\residgp.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;

```

Lampiran 19. *Syntax* Pemodelan VARIMA(1,1,0) Saham PTPP, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas dengan SAS

```

Data datavar1;
input ptpn ntr gp;
datalines;
1110      11484      1287.54
1110      11418      1272.02
1070      11259      1282.38
1090      11294      1320.26
1150      11251      1315.31
1170      11296      1315.92
1160      11284      1340.04
1210      11202      1333.16
1290      11212      1346.54
1340      11086      1350.63
1390      10963      1352.48
1350      11021      1344.93
1360      11105      1344.37
1310      11178      1322.93
1300      11297      1315.99
1290      11332      1314.53
1240      11357      1317.67
1280      11332      1307.46
.          .          .
.          .          .
.          .          .
2420      11695      1255.33
2375      11723      1249.65
;
proc varmax data=datavar1 printall;
model ptpn ntr gp/p=(1) dify(1) noint lagmax=20 print=(corry parcoef pcorr
pcancorr roots);
restrict
AR(1,2,2)=0,AR(1,1,2)=0,AR(1,1,3)=0,AR(1,3,3)=0,AR(1,3,1)=0,AR(1,3,2)=0;
output lead=10 out=datavar1;
run;
proc export data=WORK.datavar1
outfile='E:\residual_var1.xls'
dbms=excel
replace;
sheet="1";
run;

```

Lampiran 20. *Syntax* Pemodelan VARIMA(1,1,0) Saham ASRI, nilai tukar rupiah, dan harga emas dengan SAS

```

Data datavar2;
input tasri ntr gp;
datalines;
6.36303 9.34871 7.16049
6.36303 9.34295 7.14836
6.36303 9.32892 7.15647
6.34564 9.33203 7.18558
6.41346 9.32821 7.18183
. . .
. . .
. . .
6.21461 9.36521 7.14340
6.22456 9.36922 7.14621
6.20658 9.36743 7.14028
6.20456 9.36828 7.14583
6.20658 9.36418 7.13507
6.19236 9.36692 7.13516
6.17587 9.36931 7.13062
;
proc varmax data=datavar2 printall;
model tasri ntr gp/p=(1) dify(1) noint lagmax=20 print=(corry parcoef pcorr
pcancorr roots);
restrict
AR(1,2,2)=0,AR(1,3,1)=0,AR(1,1,2)=0,AR(1,1,1)=0,AR(1,3,3)=0,AR(1,3,2)=0;
output lead=10 out=datavar2;
run;
proc export data=WORK.datavar2
outfile='E:\residual_var2.xls'
dbms=excel
replace;
sheet="1";
run;

```

Lampiran 21. *Syntax* Pemodelan VARIMA(1,1,0) Saham ANTM, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas dengan SAS

```

Data datavar3;
input tantm ntr gp;
datalines;
1500      11484      1287.54
1510      11418      1272.02
1490      11259      1282.38
1500      11294      1320.26
1520      11251      1315.31
1590      11296      1315.92
1570      11284      1340.04
1600      11202      1333.16
1590      11212      1346.54
1600      11086      1350.63
1570      10963      1352.48
1550      11021      1344.93
1560      11105      1344.37
.          .          .
.          .          .
.          .          .
1160      11651      1286.70
1160      11675      1265.72
1155      11722      1269.29
1195      11701      1261.78
1180      11711      1268.80
1210      11663      1255.22
1190      11695      1255.33
1150      11723      1249.65
;
proc varmax data=datavar3 printall;
model tantm ntr gp/p=(1) dify(1) noint lagmax=20 print=(corry parcoef pcorr
pcancorr roots);
restrict
AR(1,2,2)=0,AR(1,1,2)=0,AR(1,1,1)=0,AR(1,3,3)=0,AR(1,3,1)=0,AR(1,3,2)=0,A
R(1,2,1)=0;
output lead=10 out=datavar3;
run;
proc export data=WORK.datavar3
outfile='E:\residual_var3.xls'
dbms=excel
replace;
sheet="1";
run;

```


Lampiran 22. *Syntax* Pemodelan VARIMA(1,1,0) Saham ICBP, Nilai Tukar rupiah, dan Harga Emas dengan SAS

```

Data datavar4;
input ticbp ntr gp;
datalines;
9.30109 9.34871 7.16049
9.31470 9.34295 7.14836
9.32367 9.32892 7.15647
9.31919 9.33203 7.18558
9.30565 9.32821 7.18183
9.31919 9.33220 7.18229
9.30565 9.33114 7.20045
9.30109 9.32385 7.19531
9.31019 9.32474 7.20529
9.32367 9.31344 7.20833
9.34137 9.30228 7.20970
9.32367 9.30756 7.20410
9.31019 9.31515 7.20368
. . .
. . .
. . .

9.30338 9.36418 7.13507
9.29192 9.36692 7.13516
9.28498 9.36931 7.13062
;
proc varmax data=datavar4 printall;
model ticbp ntr gp/p=(1) dify(1) noint lagmax=20 print=(corry parcoef pcorr
pcancorr roots);
restrict
AR(1,1,2)=0,AR(1,2,2)=0,AR(1,3,2)=0,AR(1,3,3)=0,AR(1,3,1)=0,AR(1,1,1)=0;
output lead=10 out=datavar4;
run;
proc export data=WORK.datavar4
outfile='E:\residual_var4.xls'
dbms=excel
replace;
sheet="1";
run;

```

Lampiran 23. *Syntax* Pemodelan VARIMA(1,1,0) Saham BBTN, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas dengan SAS

```

Data datavar5;
input tbbtn ntr gp;
datalines;
6.99851 9.34871 7.16049
6.98934 9.34295 7.14836
6.99851 9.32892 7.15647
7.03878 9.33203 7.18558
7.07327 9.32821 7.18183
7.06476 9.33220 7.18229
7.04316 9.33114 7.20045
7.03439 9.32385 7.19531
7.06476 9.32474 7.20529
. . .
. . .
6.81344 9.36521 7.14340
6.82437 9.36922 7.14621
6.83518 9.36743 7.14028
6.82437 9.36828 7.14583
6.84588 9.36418 7.13507
6.84588 9.36692 7.13516
6.84588 9.36931 7.13062
;
proc varmax data=datavar5 printall;
model tbbtn ntr gp/p=(1) dify(1) noint lagmax=20 print=(corry parcoef pcorr
pcancorr roots);
restrict
AR(1,1,2)=0,AR(1,1,1)=0,AR(1,3,1)=0,AR(1,2,2)=0,AR(1,3,3)=0,AR(1,2,1)=0,A
R(1,3,2)=0,AR(1,1,3)=0;
output lead=10 out=datavar5;
run;
proc export data=WORK.datavar5
outfile='E:\residual_var5.xls'
dbms=excel
replace;
sheet="1";
run;

```

Lampiran 24. Output SAS Pemodelan ARIMA (0,1,0) Saham PTPP

Std Error Estimate 40.88211
 AIC 2246.778
 SBC 2246.778
 Number of Residuals 219
 * AIC and SBC do not include log determinant.

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi- Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	7.23	6	0.3005	0.112	-0.061	0.020	0.004	0.095	-0.080
12	12.52	12	0.4052	0.083	0.032	0.002	-0.069	0.098	-0.021
18	18.08	18	0.4506	0.033	0.101	-0.033	0.048	-0.093	-0.005
24	24.19	24	0.4510	0.109	0.032	0.015	-0.083	-0.011	0.071
30	25.64	30	0.6933	-0.022	-0.014	0.028	-0.051	0.013	0.039
36	32.02	36	0.6585	-0.016	0.045	-0.095	0.011	0.106	-0.040
42	39.23	42	0.5932	0.078	0.026	0.045	0.038	-0.128	-0.012

Model for variable y

Period(s) of Differencing 1

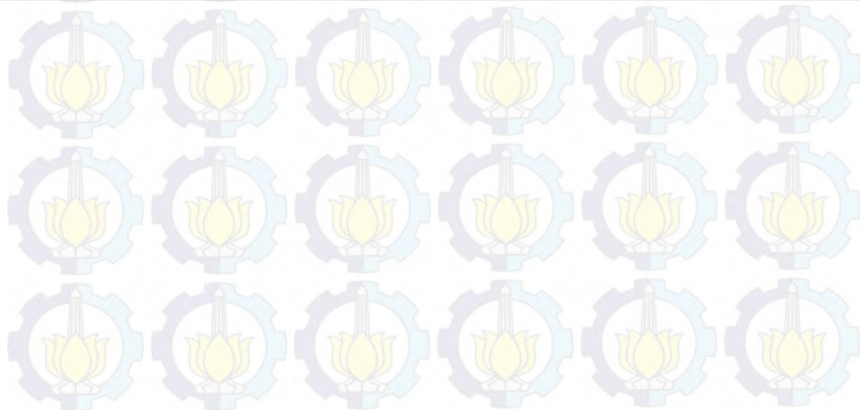
No mean term in this model.

Tests for Normality

Test	--Statistic--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.934514	Pr < W <0.0001
Kolmogorov-Smirnov	D 0.111504	Pr > D <0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq 0.512715	Pr > W-Sq <0.0050
Anderson-Darling	A-Sq 3.000987	Pr > A-Sq <0.0050

Lampiran 25. Output SAS Pemodelan ARIMA (0,1,[3]) Saham ASRI

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate		Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag			
MA1,1	-0.16502		0.06689	-2.47	0.0144	3			
Variance Estimate				3.581E-7					
Std Error Estimate				0.000598					
AIC				-2627.98					
SBC				-2624.59					
Number of Residuals				219					
* AIC and SBC do not include log determinant.									
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	4.42	5	0.4913	0.028	-0.057	-0.018	0.021	-0.036	-0.116
12	11.01	11	0.4422	0.088	0.098	-0.009	-0.049	0.024	0.090
18	15.78	17	0.5396	-0.077	-0.044	-0.080	0.069	0.030	0.011
24	21.04	23	0.5788	-0.020	0.079	-0.091	-0.065	0.009	0.047
30	31.34	29	0.3495	-0.065	0.120	0.135	-0.057	0.000	0.031
36	40.82	35	0.2298	-0.102	-0.057	-0.113	0.069	-0.009	-0.073
Tests for Normality									
Test	--Statistic--			----p Value----					
Shapiro-Wilk	W	0.97144		Pr < W	0.0002				
Kolmogorov-Smirnov	D	0.089935		Pr > D	<0.0100				
Cramer-von Mises	W-Sq	0.293667		Pr > W-Sq	<0.0050				
Anderson-Darling	A-Sq	1.656498		Pr > A-Sq	<0.0050				



Lampiran 26. Output SAS Pemodelan ARIMA ([2],1,0) dan (0,1,[2]) Saham ANTM

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter		Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag			
AR1,1		-0.16178	0.06731	-2.40	0.0171	2			
		Variance Estimate		1.004E-7					
		Std Error Estimate		0.000317					
		AIC		-2906.5					
		SBC		-2903.11					
		Number of Residuals		219					
* AIC and SBC do not include log determinant.									
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	2.35	5	0.7993	0.058	0.004	-0.057	0.032	-0.027	0.044
12	11.56	11	0.3977	-0.067	0.073	0.027	-0.033	0.074	0.150
18	23.79	17	0.1253	0.084	0.154	-0.111	0.041	0.010	-0.082
24	28.87	23	0.1847	-0.006	-0.002	-0.078	0.086	0.017	-0.083
30	35.83	29	0.1787	0.075	0.071	-0.009	0.093	-0.090	-0.007
36	39.85	35	0.2630	0.079	-0.049	0.037	0.067	-0.031	-0.015
Tests for Normality									
Test		--Statistic--		-----p Value-----					
Shapiro-Wilk		W	0.952721	Pr < W	<0.0001				
Kolmogorov-Smirnov		D	0.087598	Pr > D	<0.0100				
Cramer-von Mises		W-Sq	0.376159	Pr > W-Sq	<0.0050				
Anderson-Darling		A-Sq	2.178746	Pr > A-Sq	<0.0050				

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter		Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag			
MA1,1		0.14718	0.06732	2.19	0.0299	2			
		Variance Estimate		1.006E-7					
		Std Error Estimate		0.000317					
		AIC		-2906.02					
		SBC		-2902.63					
		Number of Residuals		219					
* AIC and SBC do not include log determinant.									
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	2.70	5	0.7455	0.056	-0.010	-0.058	0.057	-0.023	0.041
12	11.91	11	0.3705	-0.067	0.078	0.029	-0.032	0.068	0.150
18	23.63	17	0.1299	0.086	0.148	-0.111	0.044	0.012	-0.076
24	28.67	23	0.1917	-0.007	-0.003	-0.076	0.087	0.016	-0.083
30	35.21	29	0.1977	0.071	0.072	-0.006	0.089	-0.088	-0.004
36	39.12	35	0.2899	0.078	-0.049	0.033	0.067	-0.027	-0.017
Tests for Normality									
Test		--Statistic--		-----p Value-----					
Shapiro-Wilk		W	0.950786	Pr < W	<0.0001				
Kolmogorov-Smirnov		D	0.083595	Pr > D	<0.0100				
Cramer-von Mises		W-Sq	0.379521	Pr > W-Sq	<0.0050				
Anderson-Darling		A-Sq	2.217496	Pr > A-Sq	<0.0050				

Lampiran 27. Output SAS Pemodelan ARIMA ([3],1,0) Saham ICBP

Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag
AR1,1	-0.17172	0.06687	-2.57	0.0109	3
Variance Estimate			0.000231		
Std Error Estimate			0.015212		
AIC			-1210.83		
SBC			-1207.44		
Number of Residuals			219		
* AIC and SBC do not include log determinant.					

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	6.64	5	0.2486	-0.092	-0.041	-0.012	0.007	0.115	-0.077
12	9.43	11	0.5825	-0.053	-0.033	-0.040	0.036	0.064	-0.035
18	11.81	17	0.8112	-0.000	0.067	0.043	-0.002	-0.003	0.060
24	18.29	23	0.7415	-0.108	-0.114	-0.005	0.028	-0.018	0.026
30	23.61	29	0.7477	0.071	-0.036	0.108	-0.021	-0.051	0.012
36	41.36	35	0.2128	-0.123	0.064	-0.119	-0.107	0.120	0.094

Tests for Normality

Test	--Statistic--		-----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.941469	Pr < W	<0.0001
Kolmogorov-Smirnov	D	0.089394	Pr > D	<0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq	0.583986	Pr > W-Sq	<0.0050
Anderson-Darling	A-Sq	3.335831	Pr > A-Sq	<0.0050

Lampiran 28. Output SAS Pemodelan ARIMA (0,1,0) Saham BBTN

Variance Estimate 5.88E-10
 Std Error Estimate 0.000024
 AIC -4033.19
 SBC -4033.19
 Number of Residuals 219
 * AIC and SBC do not include log determinant.

Autocorrelation Check of Residuals									
To	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
Lag									
6	3.65	6	0.7235	-0.024	-0.037	-0.019	0.030	-0.064	0.094
12	7.24	12	0.8415	-0.079	0.055	-0.026	-0.046	-0.033	-0.049
18	8.84	18	0.9634	-0.002	-0.034	0.042	0.043	0.027	-0.035
24	13.54	24	0.9563	0.109	0.022	0.035	-0.039	0.064	-0.002
30	21.33	30	0.8772	0.117	-0.082	0.021	0.035	-0.042	-0.084
36	27.74	36	0.8363	0.037	-0.103	-0.030	0.036	0.102	0.002
42	31.86	42	0.8720	0.007	-0.048	0.025	-0.100	-0.048	-0.000

Model for variable y
 Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model.

Tests for Normality				
Test	--Statistic--	-----p Value-----		
Shapiro-Wilk	W 0.960549	Pr < W	<0.0001	
Kolmogorov-Smirnov	D 0.086632	Pr > D	<0.0100	
Cramer-von Mises	W-Sq 0.418186	Pr > W-Sq	<0.0050	
Anderson-Darling	A-Sq 2.572882	Pr > A-Sq	<0.0050	



Lampiran 29. Output SAS Pemodelan ARIMA (0,1,0) Nilai Tukar Rupiah

			Variance Estimate	3994.187					
			Std Error Estimate	63.19958					
			AIC	2437.573					
			SBC	2437.573					
			Number of Residuals	219					
			* AIC and SBC do not include log determinant.						
Autocorrelation Check of Residuals									
To	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
Lag									
6	4.42	6	0.6194	0.085	-0.044	-0.042	0.010	-0.003	0.093
12	10.69	12	0.5559	0.107	0.070	-0.029	-0.066	0.064	0.041
18	12.77	18	0.8048	-0.068	0.009	0.043	0.047	0.004	0.007
24	18.40	24	0.7831	-0.034	-0.001	0.059	0.062	-0.066	-0.100
30	21.56	30	0.8695	-0.012	0.085	-0.059	0.024	-0.015	0.029
36	25.22	36	0.9107	-0.019	-0.042	0.029	-0.051	-0.085	-0.034
42	30.40	42	0.9083	0.090	-0.032	-0.044	-0.063	-0.065	-0.009
Model for variable y									
Period(s) of Differencing 1									
No mean term in this model.									
Tests for Normality									
Test	--Statistic--			-----p Value-----					
Shapiro-Wilk	W	0.97071	Pr < W	0.0002					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.086733	Pr > D	<0.0100					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.365632	Pr > W-Sq	<0.0050					
Anderson-Darling	A-Sq	2.120158	Pr > A-Sq	<0.0050					

Lampiran 30. Output SAS Pemodelan ARIMA (0,1,0) Harga Emas

```

Variance Estimate      140.9498
Std Error Estimate     11.87223
AIC                    1705.196
SBC                    1705.196
Number of Residuals    219
* AIC and SBC do not include log determinant.

```

Autocorrelation Check of Residuals

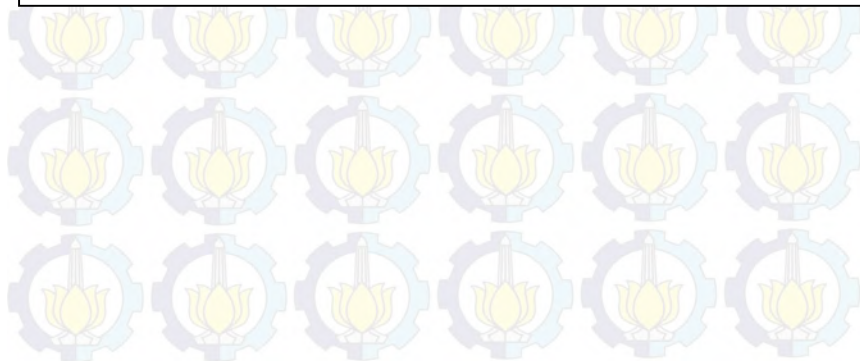
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	4.34	6	0.6304	-0.050	-0.060	-0.051	0.096	0.034	-0.017
12	8.33	12	0.7590	0.075	-0.023	-0.101	-0.025	0.011	-0.014
18	11.82	18	0.8565	-0.010	0.062	-0.041	0.007	-0.085	0.042
24	19.32	24	0.7345	0.101	0.009	-0.011	-0.136	0.028	-0.033
30	23.50	30	0.7941	0.086	-0.070	-0.054	0.016	0.034	0.003
36	29.89	36	0.7533	-0.069	0.095	0.018	-0.075	-0.061	0.034
42	37.89	42	0.6521	-0.029	-0.036	0.104	-0.070	0.020	-0.106

Model for variable y

Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model.

Test	Tests for Normality		-----p Value-----	
	--Statistic--			
Shapiro-Wilk	W	0.97817	Pr < W	0.0018
Kolmogorov-Smirnov	D	0.067873	Pr > D	0.0151
Cramer-von Mises	W-Sq	0.239997	Pr > W-Sq	<0.0050
Anderson-Darling	A-Sq	1.381494	Pr > A-Sq	<0.0050



Lampiran 31. Output SAS Pemodelan ARIMAX (0,1,0) saham PTPP

The SAS System 20:51 Thursday, December 23, 2014 111

The ARIMA Procedure

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
NUM1	-210.00000	28.18662	-7.45	<.0001	0	LS121	0
NUM2	160.00000	28.18662	5.68	<.0001	0	LS104	0
NUM3	102.50000	19.93095	5.14	<.0001	0	A0180	0
NUM4	140.00000	28.18662	4.97	<.0001	0	LS178	0
NUM5	125.00000	28.18662	4.43	<.0001	0	LS183	0
NUM6	100.00000	28.18662	3.55	0.0005	0	LS123	0
NUM7	90.00000	28.18662	3.19	0.0016	0	LS23	0
NUM8	90.00000	28.18662	3.19	0.0016	0	LS62	0
NUM9	90.00000	28.18662	3.19	0.0016	0	LS96	0
NUM10	-90.00000	28.18662	-3.19	0.0016	0	LS145	0
NUM11	-90.00000	28.18662	3.19	0.0016	0	LS187	0
NUM12	-90.00000	28.18662	-3.19	0.0016	0	LS190	0
NUM13	57.50000	19.93095	2.88	0.0043	0	A0131	0
NUM14	80.00000	28.18662	2.84	0.0050	0	LS9	0
NUM15	80.00000	28.18662	2.84	0.0050	0	LS35	0

Variance Estimate 794.4853

Std Error Estimate 28.18662

AIC 2098.372

SBC 2149.208

Number of Residuals 219

* AIC and SBC do not include log determinant.

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	2.95	6	0.8155	0.072	0.032	0.006	0.062	0.011	-0.054
12	8.45	12	0.7493	-0.001	0.094	-0.038	-0.049	-0.024	0.103
18	15.37	18	0.6364	0.051	0.119	-0.076	0.039	0.070	0.018
24	23.47	24	0.4924	0.032	-0.057	0.117	-0.048	-0.072	0.086
30	24.63	30	0.7428	0.004	-0.018	-0.044	-0.047	-0.001	0.013
36	28.11	36	0.8231	0.006	0.030	-0.054	0.014	0.075	-0.060
42	36.14	42	0.7251	0.081	0.078	0.061	-0.011	-0.116	-0.005

Tests for Normality

Test	--Statistic--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.986523	Pr < W 0.0361
Kolmogorov-Smirnov	D 0.107107	Pr > D <0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq 0.257988	Pr > W-Sq <0.0050
Anderson-Darling	A-Sq 1.264474	Pr > A-Sq <0.0050

Lampiran 32. Output SAS Pemodelan ARIMAX ([3],1,0) saham ICBP

The SAS System 19:51 Thursday, December 23, 2014 20									
The ARIMA Procedure									
Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift		
AR1,1	-0.36988	0.06771	-5.46	<.0001	3	y	0		
NUM1	-0.07076	0.01005	-7.04	<.0001	0	LS110	0		
NUM2	0.05567	0.01006	5.53	<.0001	0	LS63	0		
NUM3	-0.02353	0.01033	-2.28	0.0237	0	LS72	0		
NUM4	0.02324	0.0071272	3.26	0.0013	0	A0184	0		
NUM5	0.03450	0.0071313	4.84	<.0001	0	A073	0		
NUM6	0.02916	0.0073024	3.99	<.0001	0	A068	0		
NUM7	-0.02334	0.0073252	-3.19	0.0017	0	A024	0		
NUM8	0.02992	0.0071233	4.20	<.0001	0	A041	0		
NUM9	0.04295	0.01011	4.25	<.0001	0	LS213	0		
NUM10	0.02994	0.0071643	4.18	<.0001	0	A014	0		
NUM11	0.02422	0.0071018	3.41	0.0008	0	A055	0		
NUM12	0.03315	0.01005	3.30	0.0012	0	LS90	0		
NUM13	-0.03399	0.01032	-3.29	0.0012	0	LS21	0		
NUM14	-0.02931	0.01006	-2.91	0.0040	0	LS92	0		
Variance Estimate				0.000115					
Std Error Estimate				0.010708					
AIC				-1351.14					
SBC				-1300.31					
Number of Residuals				219					
* AIC and SBC do not include log determinant									
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	5.93	5	0.3133	-0.099	-0.071	-0.032	0.025	0.010	-0.100
12	8.14	11	0.7005	0.036	-0.003	-0.021	0.004	0.012	0.087
18	15.08	17	0.5898	-0.090	-0.022	0.137	-0.019	-0.026	0.030
24	19.73	23	0.6583	-0.042	-0.072	0.026	-0.091	0.038	0.043
30	27.02	29	0.5704	0.104	0.020	0.014	-0.034	-0.121	-0.041
36	34.47	35	0.4936	0.009	0.034	-0.099	-0.086	0.096	0.028
42	37.01	41	0.6486	-0.058	-0.022	0.053	-0.028	-0.030	0.032
Model for variable y									
Period(s) of Differencing								1	
No mean term in this model.									
Autoregressive Factors									
Factor 1: 1 + 0.36988 B**(3)									
Tests for Normality									
Test	--Statistic--			-----p Value-----					
Shapiro-Wilk	W	0.986483	Pr < W	0.0356					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.057383	Pr > D	0.0784					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.139786	Pr > W-Sq	0.0340					
Anderson-Darling	A-Sq	0.930021	Pr > A-Sq	0.0194					

Lampiran 33. Output SAS Pemodelan ARIMAX (0,1,0) saham BBTN

The SAS System 22:00 Thursday, December 23, 2014 20

The ARIMA Procedure

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
NUM1	0.06899	0.02146	3.21	0.0015	0	LS192	0
NUM2	0.08545	0.02146	3.98	<.0001	0	LS54	0
NUM3	-0.10102	0.02146	-4.71	<.0001	0	LS119	0
NUM4	0.09008	0.02146	4.20	<.0001	0	LS122	0
NUM5	-0.06937	0.02146	-3.23	0.0014	0	LS162	0
NUM6	-0.06931	0.02146	-3.23	0.0014	0	LS63	0
NUM7	-0.06199	0.02146	-2.89	0.0043	0	LS180	0
NUM8	-0.07378	0.02146	-3.44	0.0007	0	LS144	0
NUM9	0.04478	0.01518	2.95	0.0035	0	A0160	0
NUM10	-0.06514	0.02146	-3.04	0.0027	0	LS155	0

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	7.96	6	0.2410	-0.075	-0.078	0.055	0.094	-0.109	0.008
12	14.78	12	0.2538	-0.048	0.063	0.051	-0.028	-0.140	-0.017
18	20.08	18	0.3283	-0.003	-0.091	0.043	0.068	-0.006	-0.087
24	30.46	24	0.1701	0.138	0.061	-0.109	0.060	0.053	-0.040
30	33.88	30	0.2856	-0.022	-0.051	0.047	0.012	0.057	-0.069
36	43.07	36	0.1944	0.038	-0.005	-0.097	-0.038	0.151	0.006
42	49.99	42	0.1858	-0.007	-0.077	0.079	-0.062	-0.071	-0.068

Tests for Normality

Test	--Statistic--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.981827	Pr < W 0.0064
Kolmogorov-Smirnov	D 0.111073	Pr > D <0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq 0.31153	Pr > W-Sq <0.0050
Anderson-Darling	A-Sq 1.492414	Pr > A-Sq <0.0050

Lampiran 34. Output SAS Pemodelan ARIMAX (0,1,0) Nilai Tukar Rupiah

The SAS System		00:53 Friday, December 24, 2014 1							
The ARIMA Procedure									
Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift		
NUM1	-140.00000	37.69025	-3.71	0.0003	0	A085	0		
NUM2	-186.00000	53.30206	-3.49	0.0006	0	LS84	0		
NUM3	-122.00000	37.69025	-3.24	0.0014	0	A036	0		
NUM4	-170.00000	53.30206	-3.19	0.0016	0	LS174	0		
NUM5	116.00000	37.69025	3.08	0.0024	0	A0184	0		
NUM6	-159.00000	53.30206	-2.98	0.0032	0	LS3	0		
NUM7	-112.00000	37.69025	-2.97	0.0033	0	A0180	0		
NUM8	-158.00000	53.30206	-2.96	0.0034	0	LS99	0		
NUM9	155.00000	53.30206	2.91	0.0040	0	LS193	0		
NUM10	-149.00000	53.30206	-2.80	0.0057	0	LS62	0		
Variance Estimate				2841.11					
Std Error Estimate				53.30206					
AIC				2372.737					
SBC				2406.627					
Number of Residuals				219					
* AIC and SBC do not include log determinant.									
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	3.87	6	0.6939	0.083	-0.044	-0.034	0.035	-0.005	0.078
12	7.64	12	0.8129	0.060	0.078	0.036	-0.028	0.060	0.032
18	9.81	18	0.9379	-0.045	0.015	0.064	0.031	0.043	0.007
24	16.84	24	0.8555	0.023	0.020	0.098	0.010	-0.126	-0.045
30	18.90	30	0.9420	0.021	0.013	-0.006	0.017	0.055	0.064
36	25.13	36	0.9127	-0.113	0.018	-0.037	-0.052	-0.082	-0.005
42	30.66	42	0.9025	0.095	-0.008	-0.081	-0.043	-0.038	-0.040
Tests for Normality									
Test		--Statistic--		-----p Value-----					
Shapiro-Wilk		W	0.986021	Pr < W	0.0299				
Kolmogorov-Smirnov		D	0.075616	Pr > D	<0.0100				
Cramer-von Mises		W-Sq	0.155618	Pr > W-Sq	0.0210				
Anderson-Darling		A-Sq	0.894551	Pr > A-Sq	0.0227				

Lampiran 35. Output SAS Pemodelan ARIMAX (0,1,0) Harga Emas

```

The SAS System      12:19 Thursday, December 23, 2014  55

                                The ARIMA Procedure

                                Conditional Least Squares Estimation

Parameter      Estimate      Standard      t Value      Approx
                  Error      Pr > |t|      Lag      Variable      Shift

NUM1            -43.03100      10.25613      -4.20      <.0001      0      LS151      0
NUM2            42.58300      10.25613      4.15      <.0001      0      LS166      0
NUM3            37.88000      10.25613      3.69      0.0003      0      LS4      0
NUM4           -17.53000       7.25218      -2.42      0.0165      0      A035      0
NUM5           -29.81000      10.25613      -2.91      0.0040      0      LS48      0
NUM6           -31.35000      10.25613      -3.06      0.0025      0      LS27      0
NUM7           -31.34000      10.25613      -3.06      0.0025      0      LS182     0

                                Variance Estimate      105.1881
                                Std Error Estimate      10.25613
                                AIC                      1647.99
                                SBC                     1671.714
                                Number of Residuals      219
                                * AIC and SBC do not include log determinant.

                                Autocorrelation Check of Residuals

To      Chi-      Pr >
Lag      Square      DF      ChiSq      -----Autocorrelations-----
6        8.21        6      0.2232      -0.091      -0.053      -0.071      0.136      -0.013      -0.044
12       14.46       12     0.2724      0.104      -0.064      -0.101      0.015      0.028      -0.032
18       20.80       18     0.2898      -0.054      0.147      0.031      0.012      -0.008      0.032
24       23.89       24     0.4676      0.026      0.044      0.043      -0.089      0.004      -0.012
30       32.29       30     0.3543      0.053      -0.091      -0.085      0.117      0.006      -0.035
36       36.89       36     0.4278      -0.072      0.084      0.015      0.005      -0.057      -0.044
42       45.97       42     0.3113      -0.086      -0.021      0.152      -0.046      -0.025      -0.015

                                Tests for Normality

Test      --Statistic--      -----p Value-----
Shapiro-Wilk      W      0.991395      Pr < W      0.2235
Kolmogorov-Smirnov      D      0.058237      Pr > D      0.0700
Cramer-von Mises      W-Sq      0.153858      Pr > W-Sq      0.0219
Anderson-Darling      A-Sq      0.737639      Pr > A-Sq      0.0549

```

Lampiran 36. *Output* SAS Pemodelan VARIMA (1,1,0) Saham PTPP, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas

Schematic Representation of Cross Correlations																					
Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
ptpp	+-+
ntr	..++
gp	..++
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																					
Schematic Representation of Partial Cross Correlations																					
Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
ptpp	
ntr+++	
gp+	
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																					
Model Parameter Estimates																					
Equation	Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Variable															
ptpp	AR1_1_1	0.11670	0.06770	1.72	0.0862	ptpp(t-1)															
	AR1_1_2	0.00000	0.00000			ntr(t-1)															
	AR1_1_3	0.00000	0.00000			gp(t-1)															
ntr	AR1_2_1	-0.43997	0.09788	-4.49	0.0001	ptpp(t-1)															
	AR1_2_2	0.00000	0.00000			ntr(t-1)															
	AR1_2_3	-0.97429	0.32721	-2.98	0.0032	gp(t-1)															
gp	AR1_3_1	0.00000	0.00000			ptpp(t-1)															
	AR1_3_2	0.00000	0.00000			ntr(t-1)															
	AR1_3_3	0.00000	0.00000			gp(t-1)															
Portmanteau Test for Cross Correlations of Residuals																					
Up To Lag	DF	Chi-Square	Pr > ChiSq																		
2	9	18.22	0.0327																		
3	18	21.02	0.2782																		
4	27	26.97	0.4653																		
5	36	36.36	0.4519																		
6	45	46.75	0.4002																		
7	54	62.17	0.2082																		
8	63	66.57	0.3553																		
9	72	78.45	0.2819																		
10	81	84.72	0.3668																		
11	90	91.19	0.4452																		
12	99	99.46	0.4682																		
13	108	106.60	0.5202																		
14	117	115.51	0.5216																		
15	126	123.51	0.5461																		
16	135	128.79	0.6343																		
17	144	139.69	0.5859																		
18	153	147.51	0.6100																		
19	162	153.93	0.6622																		
20	171	159.64	0.7232																		

Lampiran 37. *Output* SAS Pemodelan VARIMA (1,1,0) Saham ASRI, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas

Lampiran 38. *Output* SAS Pemodelan VARIMA (1,1,0) Saham ANTAM, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas

[illegible]

+ is $> 2 \times \text{std error}$, - is $< -2 \times \text{std error}$, . is between
Schematic Representation of Partial Cross Correlations

[illegible]

Model Parameter Estimates

Equation	Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Variable
tantm	AR1_1_1	0.00000	0.00000			tantm(t-1)
	AR1_1_2	0.00000	0.00000			ntr(t-1)
	AR1_1_3	0.27877	0.14807	1.88	0.0611	gp(t-1)
ntr	AR1_2_1	0.00000	0.00000			tantm(t-1)
	AR1_2_2	0.00000	0.00000			ntr(t-1)
	AR1_2_3	-1.10570	0.35031	-3.16	0.0018	gp(t-1)
gp	AR1_3_1	0.00000	0.00000			tantm(t-1)
	AR1_3_2	0.00000	0.00000			ntr(t-1)
	AR1_3_3	0.00000	0.00000			gp(t-1)

Portmanteau Test for Cross Correlations of Residuals

Up To Lag	DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
2	9	16.61	0.0551
3	18	23.71	0.1648
4	27	32.51	0.2136
5	36	41.39	0.2472
6	45	50.30	0.2717
7	54	61.51	0.2251
8	63	69.25	0.2749
9	72	84.77	0.1442
10	81	87.55	0.2900
11	90	94.68	0.3474
12	99	108.59	0.2395
13	108	115.26	0.2986
14	117	123.88	0.3140
15	126	129.87	0.3885
16	135	139.71	0.3729
17	144	144.89	0.4636
18	153	149.29	0.5698
19	162	154.44	0.6515
20	171	158.67	0.7412

Lampiran 39. Output SAS Pemodelan VARIMA (1,1,0) Saham ICBP, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas

Schematic Representation of Cross Correlations

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
ticbp	+	+
ntr	-	+	+
gp	..	+	+	..

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Schematic Representation of Partial Cross Correlations

Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
ticbp	+
ntr	+	+
gp

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Model Parameter Estimates						
Equation	Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Variable
ticbp	AR1_1_1	0.00000	0.00000			ticbp(t-1)
	AR1_1_2	0.00000	0.00000			ntr(t-1)
	AR1_1_3	0.18615	0.11216	1.66	0.0984	gp(t-1)
ntr	AR1_2_1	-0.03866	0.02285	-1.69	0.0922	ticbp(t-1)
	AR1_2_2	0.00000	0.00000			ntr(t-1)
	AR1_2_3	-0.11987	0.03859	-3.11	0.0021	gp(t-1)
gp	AR1_3_1	0.00000	0.00000			ticbp(t-1)
	AR1_3_2	0.00000	0.00000			ntr(t-1)
	AR1_3_3	0.00000	0.00000			gp(t-1)

Portmanteau Test for Cross Correlations of Residuals			
Up To Lag	DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
2	9	13.51	0.1409
3	18	23.70	0.1651
4	27	27.21	0.4527
5	36	34.59	0.5359
6	45	46.77	0.3996
7	54	60.35	0.2572
8	63	69.98	0.2549
9	72	79.67	0.2505
10	81	81.66	0.4585
11	90	87.80	0.5458
12	99	97.28	0.5301
13	108	106.24	0.5299
14	117	121.37	0.3722
15	126	136.53	0.2459
16	135	140.60	0.3533
17	144	145.38	0.4522
18	153	157.29	0.3894
19	162	162.79	0.4678
20	171	181.59	0.2752

Lampiran 40. *Output* SAS Pemodelan VARIMA (1,1,0) Saham BBTN, Nilai Tukar Rupiah, dan Harga Emas

Schematic Representation of Cross Correlations																					
Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
tbbtn	+
ntr	.	+
gp	.	.	+
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																					
Schematic Representation of Partial Cross Correlations																					
Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
tbbtn	
ntr	
gp	
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																					
Model Parameter Estimates																					
Equation	Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable															
tbbtn	AR1_1_1	0.00000	0.00000			tbbtn(t-1)															
	AR1_1_2	0.00000	0.00000			ntr(t-1)															
	AR1_1_3	0.00000	0.00000			gp(t-1)															
ntr	AR1_2_1	0.00000	0.00000			tbbtn(t-1)															
	AR1_2_2	0.00000	0.00000			ntr(t-1)															
	AR1_2_3	-0.11861	0.03859	-3.07	0.0024	gp(t-1)															
gp	AR1_3_1	0.00000	0.00000			tbbtn(t-1)															
	AR1_3_2	0.00000	0.00000			ntr(t-1)															
	AR1_3_3	0.00000	0.00000			gp(t-1)															
Portmanteau Test for Cross Correlations of Residuals																					
Up To Lag	DF	Chi-Square	Pr > ChiSq																		
2	9	14.53	0.1048																		
3	18	20.23	0.3200																		
4	27	30.01	0.3137																		
5	36	33.27	0.5991																		
6	45	45.75	0.4410																		
7	54	58.21	0.3232																		
8	63	63.19	0.4695																		
9	72	76.68	0.3311																		
10	81	81.12	0.4752																		
11	90	90.57	0.4634																		
12	99	97.19	0.5327																		
13	108	106.76	0.5158																		
14	117	119.19	0.4262																		
15	126	125.36	0.4994																		
16	135	133.68	0.5159																		
17	144	141.01	0.5548																		
18	153	149.12	0.5736																		
19	162	159.78	0.5346																		
20	171	163.98	0.63635																		

Lampiran 41. Minimum Criterion VAR

Variabel	Lag	MA0	MA1	MA2	MA3	MA4	MA5
PTPP	AR0	20,4434	20,4064	20,4273	20,4760	20,5158	20,5593
	AR1	20,3611	20,4509	20,4934	20,5500	20,5896	20,6046
	AR2	20,3879	20,4813	20,5251	20,5811	20,6202	20,6551
	AR3	20,4310	20,5255	20,5761	20,6458	20,6812	20,7050
	AR4	20,4971	20,5717	20,6363	20,6824	20,7207	20,7787
	AR5	20,5553	20,5927	20,6383	20,7152	20,7705	20,8563
ASRI	AR0	-27,2123	-27,1878	-27,1920	-27,1635	-27,1497	-27,1120
	AR1	-27,2771	-27,1645	-27,1578	-27,1078	-27,0860	-27,0676
	AR2	-27,2770	-27,1653	-27,0966	-27,0721	-27,0639	-27,0193
	AR3	-27,2344	-27,1218	-27,0684	-27,0363	-27,0174	-26,9662
	AR4	-27,1857	-27,0856	-27,0349	-26,9929	-26,9451	-26,8869
	AR5	-27,1300	-27,0343	-26,9835	-26,9458	-26,8864	-26,8159
ANTM	AR0	19,5919	19,6521	19,6401	19,6890	19,7074	19,7293
	AR1	19,5897	19,6967	19,6928	19,7391	19,7644	19,7704
	AR2	19,5980	19,6961	19,7656	19,8106	19,8115	19,8357
	AR3	19,6665	19,7492	19,8183	19,8942	19,8679	19,9021
	AR4	19,6930	19,7802	19,8601	19,9042	19,8934	19,9630
	AR5	19,7176	19,7938	19,8490	19,9190	19,9339	20,0316
ICBP	AR0	-28,3047	-28,2624	-28,2324	-28,2139	-28,1632	-28,1252
	AR1	-28,3234	-28,2181	-28,1693	-28,1573	-28,1342	-28,0890
	AR2	-28,2774	-28,1724	-28,0955	-28,0759	-28,1529	-28,1029
	AR3	-28,2460	-28,1454	-28,0791	-28,0355	-28,0855	-28,0206
	AR4	-28,1782	-28,1323	-28,0867	-28,0585	-28,0118	-27,9358
	AR5	-28,1189	-28,0904	-28,0428	-27,9881	-27,9402	-27,8366
BBTN	AR0	-27,1994	-27,1457	-27,1082	-27,0631	-27,0648	-27,0051
	AR1	-27,2103	-27,1185	-27,0633	-27,0244	-27,0235	-26,9783
	AR2	-27,1559	-27,0598	-26,9965	-26,9856	-26,9626	-26,9355
	AR3	-27,1017	-27,0287	-26,9716	-26,9580	-26,9202	-26,8675
	AR4	-27,0769	-27,0094	-26,9568	-26,9142	-26,8522	-26,8068
	AR5	-27,0019	-26,9750	-26,9206	-26,8436	-26,8077	-26,7110

DAFTAR PUSTAKA

- Ahmet, S., & Sobaci, C. (2014). Effects of volatility shocks on the dynamic linkages between exchange rate, interest rate and the stock market: The case of Turkey. *Economic Modelling* 43, 448-457.
- Alva, J. A., & Estrada, E. G. (2009). A Generalization of Shapiro-Wilk's Test for Multivariate Normality. *Communications in Statistics - Theory and Methods Journal*, 1870-1883.
- BEI. (2010). *Buku Panduan Indeks Harga Saham Bursa Efek Indonesia*. Jakarta: Indonesia Stock Exchange.
- Bhunja, A., & Mukhuti, S. (2013). The Impact of Domestic Gold Price on Stock Price Indices An empirical study of Indian Stock Exchanges. *Universal Journal of Marketing and Business Research (ISSN: 2315-5000) Vol. 2(2) pp. 035-043*.
- Bowerman, B. L., & O'Connell, R. T. (1993). *Forecasting and Time Series : An Applied Approach, edisi ketiga*. Belmont, California: Duxbury Press.
- Box, G. E., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (1994). *Time Series Analysis Forecasting and Control (3rd Edition)*. United States of America: Prentice-Hall Inc.
- Cryer, J. D., & Chan, K.-S. (2008). *Time Series Analysis with Applications in R (2nd Editon)*. New York: Springer.
- Daniel, W. W. (1989). *Statistika Non Parametrik Terapan*. Jakarta: PT. Gramedia.
- Diamandis, P. F., & Drakos, A. A. (2011). Financial liberalization, exchange rates and stock prices: Exogenous shocks in four Latin America countries. *Journal of Policy Modeling* 33, 381-394.

- Francis, J. C. (1991). *Investment: Analysis and Management 5th edition*. Singapore: McGraw-Hill Inc.
- Gujarati, D. (2004). *Basic Econometrics (4th Ed)*. New York: McGraw-Hill.
- Gupta, R., & Modise, M. P. (2013). Does The Source of Oil Price Shocks Matter for South African stock returns? Structural VAR Approach. *Elsevier Energy Economics Journal* 40, 825-831.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2009). *Multivariate Data Analysis Seventh edition*. New Jersey: Pearson Education Prentice Hall, Inc.
- Hamrita, M. E. (2011). The Relationship between Interest rate, Exchange Rate and Stock Price: A Wavelet Analysis. *Internastional Journal of Economics and Financial Issues Vol. 1 No. 4*, 220-228.
- Johnson, R. A., & Wichren, D. W. (2007). *Applied Multivariate Statistical Analysis Sixth Edition*. New Jersey: Pearson Education, Inc.
- Kostenko, A.V.& Hyndman, R.J. (2008). Forecasting Without SignificanceTest?<http://robjhyndman.com/papers/sst2.pdf>
- Kumar, D. (2014). Return and volatility transmission between stock sectors : Application of protfolio management and hedging effectiveness. *IIMB Management Review* 26, 15-16.
- Lian, C.-C., Lin, J.-B., & Hsu, H.-C. (2013). Reexamining the relationships between stock prices and exchange rates in ASEAN-5 using panel Granger causality approach. *Economics Modelling* 32, 560-563.
- Lin, C.-H. (2012). The Comevement between exchange rates and stock prices emerging markets. *Journal of International Financial* 22, 161-172.

- Liu, L., & Wan, J. (2012). The relationships between Shanghai stock market and CNY/USD exchange rate: New evidence based on cross-correlation analysis, structural cointegration and nonlinear causality test. *Physica A* 391, 6051-6159.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series*. New York: Springer.
- Makridarkis, S., & Hibon, M. (2000). The M3-COMpetition: Result, Conclusions, and Implication. *International Journal of Forecasting*, 451-476.
- Makridarkis, S., Wheelwright, S. C., & McGee, V. E. (1999). *Metode dan Aplikasi Peramalan*. Jakarta: Erlangga.
- Marcellyna, F. (2011). *Pengaruh Earning Per Share (EPS) Terhadap Harga Saham LQ45 di Bursa Efek Indonesia Tugas Akhir*. Palembang: STIE Multi Data.
- Narang, S. P., & Singh, R. P. (2009). Causal Relationship between Gold Price and Sensex: A Study in Indian Context. *Vivekanada Journal of Research*, 33-37.
- Oei, I. (2009). *Kiat Investasi Valas, Emas, Saham*. Jakarta: Gramedia Pustaka Utama.
- Olugbenga, A. A. (2012). Exchange Rate Volatility and Stock Market Behaviour: The Nigerian Experience. *European Journal of Business and Management* Vol 4 No. 5, 2222-2839.
- Pakira, S., & Bhunia, A. (2014). Investigating The Impact of Gold Price and Exchange Rates on Sensex : An Evidence of India Vol. 2. *European Journal of Accounting, Finance and Business* .
- Pengetahuan, I. (2014, Desember 20). *Ilmu Pengetahuan*. Dipetik Desember 25 pukul 15.59, 2014, dari Ilmu Pengetahuan Web Site: <http://ilmupengetahuanumum.com/10-mata-uang-terendah-di-dunia/>

- Phylaktis, K., & Ravazzolo, F. (2005). Stock Prices and Exchange Rate Dynamics. *Journal of International Money and Finance* 24 (2005), 1031-1053.
- Pribadi, I. A. (2014, April 16). *Antaranews*. Dipetik 10 12, 2014, dari Antaranews Web Site: <http://www.antaranews.com/berita/429636/populasi-kelas-menengah-indonesia-meningkat-tajam>
- Putra, A., & Heykal, M. (2012). Analisis Perbandingan Investasi Saham, Emas, dan Obligasi. *Universitas Bina Nusantara Journal*.
- Ray, S. (2013). Causal Nexus between Gold Price Movement and stock Market : Evidence fro Indian Stock Market. *Econometrics Journal Vol 1 No 1*, 12-19.
- Sensoy, A., & Sobaci, C. (2014). Effects of volatility shocks on the dynamic linkages between exchange. *Economic Modelling* 43, 448-457.
- Septyarini, & Dwinurti, T. (2009). Oprimal Portofolia Anaysis Based Single Index Model in LQ-45 Stock. *Gunadarma University Journal*.
- Sofwan, A. (2010). *Pengaruh Indikator Ekonomi Makro Terhadap Kinerja Keuangan dan Kinerja Saham Industri Sektor Keuangan Tugas Akhir*. Jakarta: Universitas Bakrie.
- Suharsono, A., & Susilaningrum, D. (2014). Use of VectorAutoregressive Model toAnalyze the Stock Market Behavior in Indonesia. *Journal of Basic and Applied Scientific Research Vol 4*, 138-143.
- Suhermi, N. (2014). *Prediksi Ferak Berpasangan Rolling, Swaying, dan Yawing pada Floating Production Unit (FPU) dalam Kondisi Beam Seas Dengan Model ARIMA, VAR, dan Hybrid VAR-ANN Tugas Akhir*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya.

Toly, A. A. (2006). Analyzing Accounting Ratios as Determinant of the LQ45 Stock Prices Movement in Indonesia Stock Exchange During the Period of 2002-2006. *Petra Christian University Journal*.

Wang, J., Kou, L., & Hou, X. (2010). Empirical Analysis on Comovement of stock Price of Gold Mine Enterprise and The International Gold Price. *IEEE Computer Society Journal Vol 3 No 10*, 896-900.

Wei, W. W. (2006). *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods Second Edition*. United States of America: Addison Wesley Publishing Company Inc.

Wikipedia. (2014, Desember 16). *Wikipedia Ensiklopedia Bebas*. Dipetik Desember 25 Pukul 15.54, 2014, dari Wikipedia Ensiklopedia Bebas Web Site: <http://id.wikipedia.org/wiki/Rupiah>.

Wistaningsih, E. dan Suryadi. (2009). Analysis of Financial Performance and The Effect on Share Price The Company LQ45 Available in Indonesia Stock Exchange. *Gunadarma University Journal*.

BIODATA PENULIS



Penulis, Rizki Hildalia Putri lahir di Ponorogo, pada tanggal 23 Agustus 1992. Penulis adalah anak kedua dari tiga bersaudara. Jenjang pendidikan yang telah ditempuh penulis antara lain TK Banyudono Ponorogo pada tahun 1997-1999. Menempuh Sekolah Dasar di SDN II Mangkujayan Ponorogo (1999-2005), SMP Negeri 1 Ponorogo (2005-2008), dan SMA Negeri 1 Ponorogo (2008-2011). Setelah lulus SMA penulis melanjutkan

studi di Jurusan Statistika ITS melalui seleksi jalur Undangan dan tercatat sebagai mahasiswa Statistika FMIPA ITS dengan NRP 1311100019 pada tahun 2011. Penulis pernah aktif di organisasi kemahasiswaan BEM ITS sebagai staff PSDM pada 2012-2013 dan HIMASTA-ITS sebagai wakil direktur Divisi *Professional Statistics* pada 2013-2014. Selain itu penulis aktif sebagai pemandu LKMM di ITS dan menjadi Koordinator Acara pelatihan calon ketua himpunan mahasiswa ITS CCBFL periode 2012-2013. Penulis juga telah menempuh pelatihan manajemen mahasiswa LKMM dan pelatihan kepemimpinan serta tergabung dalam penerima beasiswa BISMA Leadership Indofood Sukses Makmur Tbk.

Kritik dan saran yang membangun sangat diharapkan penulis untuk kedepannya yang lebih baik. Penulis dapat dihubungi melalui alamat e-mail kikihildalia@gmail.com atau rizki.hildalia11@mhs.statistika.its.ac.id.